



Revista de Administração - RAUSP
ISSN: 0080-2107
rausp@edu.usp.br
Universidade de São Paulo
Brasil

Iquiapaza, Robert Aldo; Vidal Barbosa, Francisco; Fernandes Amaral, Hudson; Bressan, Aureliano
Angel

Condicionantes do crescimento dos fundos mútuos de renda fixa no Brasil

Revista de Administração - RAUSP, vol. 43, núm. 3, julio-septiembre, 2008, pp. 250-262
Universidade de São Paulo
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=223417436004>

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

Condicionantes do crescimento dos fundos mútuos de renda fixa no Brasil

RESUMO

Neste artigo, o objetivo foi identificar os condicionantes do desenvolvimento dos fundos mútuos de renda fixa no Brasil por meio do estudo da captação líquida, de fevereiro de 1995 a setembro de 2004. Os dados foram analisados por regressão múltipla de séries temporais mensais. Procurando a robustez dos resultados, as estimativas clássicas de Mínimos Quadrados Ordinários foram comparadas com estimadores-M Restritos. Os condicionantes significativos foram o excesso de retorno em relação à caderneta de poupança, o crescimento do Produto Interno Bruto *per capita*, as menores taxas de juros e a menor volatilidade ou risco. A introdução da **marcação a mercado** para os títulos de renda fixa, em circunstâncias de instabilidade no mercado, nacional e internacional, provocou importantes resgates líquidos em 2002. Ainda, foram identificados indícios de maior sofisticação dos investidores de fundos exclusivos. Os resultados obtidos permitem a definição de estratégias para a gestão dessas instituições.

Palavras-chave: captação líquida, fundos de renda fixa, indústria de fundos mútuos, estimadores M, modelos econometríticos.

1. INTRODUÇÃO

A magnitude dos recursos administrados e o número de cotistas da indústria dos fundos têm sido cada vez maiores nas economias do Primeiro Mundo e nos países em desenvolvimento. No Brasil, até dezembro de 2004, segundo dados da Associação Nacional dos Bancos de Investimento (ANBID, 2005), o total de recursos administrados pelos fundos de investimento alcançou R\$ 590 bilhões, com um crescimento real de 5,8% em relação a dezembro de 2003. Nos períodos de 1995 a 2004, a taxa real de crescimento foi de 15,5% ao ano para o total da indústria e de 3,6% ao ano no segmento de renda fixa. Esses últimos perderam participação relativa, de mais de 90% do patrimônio total no início desse período para pouco mais de 31% em dezembro de 2004,

*Robert Aldo Iquiapaza
Francisco Vidal Barbosa
Hudson Fernandes Amaral
Aureliano Angel Bressan*

Artigo baseado na Dissertação de Mestrado "Condicionantes do crescimento dos fundos mútuos de investimento no Brasil e no Peru: um estudo das captações líquidas agregadas", defendida pelo primeiro autor em 2005 no Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais.

Recebido em 08/junho/2007
Aprovado em 23/agosto/2007

*Robert Aldo Iquiapaza, Economista, Mestre em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), é Doutorando em Finanças no Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração (Cepead) da Faculdade de Ciências Económicas (Face) da UFMG, Bolsista do CNPq e Pesquisador do Núcleo de Ensino, Pesquisa e Consultoria em Finanças e Contabilidade (Nufi) do Cepead-Face-UFMG (CEP 31270-901 — Belo Horizonte/MG, Brasil).
E-mail: raic@face.ufmg.br*
Endereço:
Universidade Federal de Minas Gerais
CEPEAD
Faculdade de Ciências Económicas
Avenida Antônio Carlos, 6627
Campus Pampulha
31270-901 — Belo Horizonte — MG

*Francisco Vidal Barbosa, Engenheiro, Mestre em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Ph.D. em Ciências das Organizações e Pós-Doutor pela Universidade de Harvard, é Professor Adjunto do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração (Cepead) da Faculdade de Ciências Económicas (Face) da UFMG, Pesquisador do Núcleo de Ensino, Pesquisa e Consultoria em Finanças e Contabilidade (Nufi) e Coordenador Acadêmico do Curso de Doutorado do Cepead-Face-UFMG (CEP 30170-120 — Belo Horizonte/MG, Brasil).
E-mail: fbarbosa@face.ufmg.br*

*Hudson Fernandes Amaral, Doutor em Administração pela Université Pierre Mendès France, é Professor Associado do Departamento de Ciências Administrativas da Faculdade de Ciências Económicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e Coordenador do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração (Cepead) e do Núcleo de Ensino, Pesquisa e Consultoria em Finanças e Contabilidade (Nufi) da Face-UFMG (CEP 30170-120 — Belo Horizonte/MG, Brasil).
E-mail: hfamaral@face.ufmg.br*

*Aureliano Angel Bressan, Economista, Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, é Professor Adjunto do Centro de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração da Faculdade de Ciências Económicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e Coordenador do Laboratório de Finanças da UFMG (CEP 30170-120 — Belo Horizonte/MG, Brasil).
E-mail: bressan@face.ufmg.br*

mas ainda continuam sendo os de maior importância, seguidos pelos fundos mistos que aumentaram sua participação desde 2001, chegando até 30%.

Os fundos mútuos são importantes para o mercado de capitais, e para um país, em razão da quantidade de dinheiro que administram, da liquidez que fornecem aos mercados de que participam e da exigência de maior transparência para as empresas em que aplicam os recursos (KLAPPER, SULLA e VITTAS, 2004). James *et al.* (1999) indicam que a diversificação possibilita oferecer uma rentabilidade de acordo com o risco assumido, proporcionando vantagens em termos de conveniência e liquidez. Para Klapper, Sulla e Vittas (2004), o desenvolvimento desses intermediários tem impacto sobre o tamanho do mercado de capitais, o que, por sua vez, impulsiona a eficiência da economia como um todo. No Brasil, dada a composição do *portfolio*, constituem-se também em financeiros do Governo Federal.

A indústria de fundos pode alcançar maior patrimônio administrado de duas formas (KLAPPER, SULLA e VITTAS, 2004). A primeira, por meio de captações líquidas de novos recursos dos investidores, considerando o resultado das subscrições menos os resgates de cotas. Tais captações são determinadas pelas decisões dos investidores ao observarem as diferentes características dos fundos e as variáveis do âmbito econômico-financeiro. A segunda, pela revalorização dos títulos que compõem o *portfolio* do fundo e dependem da taxa de rendimento.

As captações líquidas de recursos podem ser analisadas em dois níveis: micro ou macroeconômico (WARTHER, 1995).

No contexto microeconômico, cada investidor demanda ou compra cotas de um fundo em função de seu grau de aversão ao risco, renda pessoal disponível, desempenho ou rentabilidade esperada, idade etc. Dessa forma, os recursos podem ser transferidos pelos investidores entre os diferentes fundos individuais, em função da concorrência entre os fundos, o que não significa necessariamente novas aplicações à indústria.

Na abordagem macroeconômica, somente se observa o fluxo agregado de recursos que ingressa ou sai da indústria de fundos como um todo, ou de um determinado segmento, sem importar para qual fundo específico são dirigidos ou qual fundo está sofrendo os resgates (WARTHER, 1995). Conseqüentemente, o problema de pesquisa na análise macro é o de analisar as variáveis que influenciam as captações líquidas de recursos pelos fundos considerados em conjunto.

Assim, neste artigo tenta-se responder à seguinte questão:

- Quais indicadores têm influenciado a captação líquida de recursos dos fundos mútuos de investimento de renda fixa?

O objetivo geral da pesquisa consistiu em determinar o impacto das variáveis condicionantes da captação líquida de recursos dos fundos de renda fixa não-exclusivos e exclusivos, reconhecendo que cada um deles é dirigido a um segmento específico de nível de renda.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1. Os fundos mútuos de investimento

Talvez os mais simples intermediários financeiros sejam os fundos mútuos, que recebem os recursos financeiros de vários investidores para a compra de carteiras diversificadas de títulos. Os fundos mútuos podem ser classificados de diversas formas: segundo o prazo de investimento, a composição ou o risco do *portfolio*. Do ponto de vista legal, os fundos são estruturados em abertos, ou de liquidez imediata, e fechados. A forma mais usual é a dos fundos abertos (*open-end fund*), cujas participações podem ser trocadas por dinheiro a **qualquer momento**, a um preço que representa o valor dos ativos do fundo. De acordo com o *Investment Company Institute* (ICI, 2004) dos Estados Unidos, é essa forma de organização que corresponde à definição de fundos mútuos de investimento, e que foi adotada na pesquisa aqui relatada.

Os fundos são administrados por uma empresa especializada, a sociedade administradora, a qual recebe por seus serviços uma taxa de administração, fixa e expressa em percentual anual do patrimônio líquido (base 252 dias). No Brasil, a Instrução n.409 da Comissão de Valores Mobiliários (CVM, 2004) regulamenta o funcionamento dos fundos mútuos de investimento. A gestão da carteira do fundo é profissional, conforme estabelecido no regulamento e pode ser desempenhada por pessoa natural ou jurídica, credenciada como administradora de carteira de valores mobiliários pela CVM.

2.2. Estudos empíricos de desenvolvimento dos fundos mútuos em nível agregado

No Brasil, os estudos sobre fundos de investimento estão relacionados principalmente à avaliação do desempenho e à verificação da eficiência informacional. Destacam-se duas publicações com características análogas ao tema deste artigo: Kusunóki (2002) e Sanvicente (2002).

Kusunóki (2002), focalizando os fundos mútuos de investimentos referenciados em depósito interfinanceiro (DI), no período de janeiro a outubro de 2002, analisa os efeitos da antecipação da regra de obrigatoriedade da **marcação a mercado** dos títulos de renda fixa ocorrida em 31 de maio de 2002. Segundo o autor, o rendimento negativo dos fundos de investimento teve como conseqüência uma corrida dos investidores às administradoras para o resgate do dinheiro dos fundos e um encolhimento da indústria em termos de patrimônio total. O benefício dessa regra resultou em maior transparência dos fundos de investimento por meio de uma avaliação considerada mais correta.

O estudo de Sanvicente (2002), que poderia em alguns aspectos ser considerado como próximo do aqui proposto, foi dirigido, no entanto, a uma amostra de fundos de investimento em ações, objetivando encontrar evidências de que a capta-

ção de recursos desses investidores depende do desempenho do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). No entanto, para o autor não foi possível confirmar essa hipótese no mercado de ações brasileiro, sendo o resultado compatível com a eficiência semiforte.

Em nível agregado, com exceção de dois casos, os estudos foram realizados para os fundos dos Estados Unidos. Seguindo a linha iniciada por Warther (1995), a atenção ao nível **macro** está centrada nos fluxos de recursos à indústria de fundos mútuos, sem importar para qual fundo específico são dirigidos ou qual fundo está sofrendo os resgates. No quadro 1, a seguir, apresentam-se algumas características dos estudos sobre fluxos agregados para os fundos mútuos de investimento.

O estudo pioneiro de Warther (1995), considerando o aspecto teórico, descreve três relações possíveis entre fluxos e retornos; em duas delas os fluxos poderiam influenciar os retornos. Primeira, os fluxos podem conter novas informações; segunda, os fluxos podem exercer pressão sobre os preços dos títulos; e, terceira, os retornos históricos podem influenciar os

fluxos se os investidores seguem os retornos passados. Essa última é conhecida como a hipótese de *feedback* ou *feedback-trader* (FANT, 1999).

Warther (1995) teve como objetivo verificar se o fluxo de recursos dos investidores que entram ou saem dos fundos mútuos nos Estados Unidos atendem ou não às mudanças recentes no rendimento (hipótese de *feedback*), considerando como *proxies* o retorno em bolsa para os fundos de ações e o retorno dos *bonds* para os fundos de renda fixa. Utilizando dados agregados com diferentes freqüências, os resultados não corroboraram essa hipótese, uma vez que as pressões sobre os preços poderiam estar afetando tal relação. Todavia, o autor destaca que os retornos correntes afetam os fluxos não esperados.

No aspecto metodológico, Warther (1995) verifica que os fluxos mensais são autocorrelacionados em até três períodos. Utilizando esse fato, o autor dividiu os fluxos em **esperados** e **não esperados**, reportando suas conclusões para os últimos, excluindo outubro de 1987, período em que os índices da bolsa de Nova York apresentaram forte queda.

Quadro 1

Características dos Estudos de Fundos Mútuos Utilizando Dados Agregados

Autor (es)	Classe de Fundos	Período/País	Método
Warther (1995)	Ações, renda fixa, curto prazo, outros	1984-1992 Estados Unidos	<ul style="list-style-type: none"> Regressão de séries temporais, separação de fluxos esperados e inesperados usando a autocorrelação. Variável dependente: captação líquida/valor de mercado da bolsa. Freqüência: semanal, mensal, trimestral, anual. Abrangência: todos os fundos.
Santini e Aber (1998)	Ações	1973-1985 Estados Unidos	<ul style="list-style-type: none"> Regressão de dados em painel, procedimento de Cochrane-Orcutt para processos auto-regressivos de ordem 1 — AR(1). Variável dependente: captação líquida ajustada pelo índice de preços. Freqüência: trimestral. Abrangência: amostra com 177 fundos.
Fant (1999)	Ações	1984-1995 Estados Unidos	<ul style="list-style-type: none"> Veotores auto-regressivos. Variável dependente: captação líquida/valor de mercado da bolsa. Freqüência: mensal. Abrangência: população.
Potter (2000)	Ações, renda fixa, curto prazo, outros	1984-1996 Estados Unidos	<ul style="list-style-type: none"> Regressão de séries temporais, processo Arima. Variável dependente: captação líquida. Freqüência: mensal. Abrangência: população.
Klapper, Sulla e Vittas (2004)	Total, ações, renda fixa, balanceados, curto prazo	1992-1998 38 países, desenvolvidos e em desenvolvimento	<ul style="list-style-type: none"> Regressão de dados em painel. Variável dependente: nível de ativos/PIB. Freqüência: anual. Abrangência: todos os fundos dos 38 países.
Khorana, Servaes e Tufano (2005)	Total, renda variável, renda fixa	1996-2001 56 países, desenvolvidos e em desenvolvimento	<ul style="list-style-type: none"> Regressão seção cruzada e regressão de dados em painel (anual). Variável dependente: nível de ativos normalizado pelo total de ações, dívida e crédito bancário, e pelo PIB. Abrangência: todos os fundos dos 56 países.

Santini e Aber (1998) e Fant (1999) analisaram os fundos de ações. Deles somente serão indicadas algumas características metodológicas. Santini e Aber (1998) incluíram variáveis macroeconômicas (taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e taxa de juros) como explicativas dos fluxos de captações líquidas agregadas dos fundos, e não simplesmente o retorno de mercado. O estudo de Fant (1999) inovou no aspecto metodológico, utilizando vetores auto-regressivos para analisar separadamente as componentes das captações líquidas.

Outro estudo interessante sobre o tema é o de Mark Potter (2000) que, além de estudar os fluxos agregados às diferentes classes de fundos, inclui os retornos de ativos substitutos na análise, obtendo resultados significativos, estatística e economicamente, e chegando assim a um maior poder explicativo nas equações de regressão das captações líquidas. Entre as variáveis adicionais consideradas pelo autor há: o efeito janeiro, que refletiria uma realocação de *portfolios* nesse mês; o indicador preço/lucro do mercado de ações; a taxa de inflação; e a variável dependente defasada, consistente com a proposta de que os investidores utilizam informações passadas dos fluxos na decisão de novas aplicações. Contudo, o autor não considerou a renda ou as percepções de risco dos investidores, que poderiam ser fatores determinantes.

Klapper, Sulla e Vittas (2004) analisaram o desenvolvimento dos fundos mútuos em um conjunto de 38 países desenvolvidos e em desenvolvimento, focando seu interesse em indicadores macroeconômicos. Concluíram que o desenvolvimento do mercado de capitais, refletindo a “confiança do investidor na integridade de mercado, liquidez e eficiência” (p.1), e a orientação do sistema financeiro (sistema bancário ou mercado de capitais) são os principais determinantes do desenvolvimento dos fundos mútuos no mundo.

De acordo com Klapper, Sulla e Vittas (2004), nos países desenvolvidos os investidores estariam mais preocupados com a microestrutura de mercado (transparência, volatilidade, governança), ao passo que nos países em desenvolvimento os fatores econômicos aparecem como mais importantes. Por exemplo, no caso dos fundos de renda fixa, estes têm maior desenvolvimento em países com alto PIB *per capita* e baixas taxas de juros. Já o risco-país, o nível de confiança e as restrições à concorrência entre mecanismos de poupança-investimento seriam importantes em ambos os contextos.

Khorana, Servaes e Tufano (2005) realizaram um estudo parecido com o de Klapper, Sulla e Vittas (2004), por meio de uma análise de regressão de seção cruzada, obtendo conclusões similares. Para esses autores, os fatores legais, a riqueza, a educação e os menores custos de transação determinam um maior desenvolvimento da indústria de fundos.

Os estudos de Klapper, Sulla e Vittas (2004) e de Khorana, Servaes e Tufano (2005), talvez justificados em sua abrangência e dificuldade de acesso a fontes homogêneas de dados, utilizaram como variável dependente o índice de nível de patrimônio líquido dos fundos em relação ao valor de mercado

de títulos, no primeiro caso; e em relação ao nível de PIB, no segundo. A limitação desses indicadores prende-se ao fato de realmente não permitirem separar as novas aplicações dos investidores das reavaliações do *portfolio*.

3. METODOLOGIA

3.1. Unidade de análise, fonte de dados e período de análise

As unidades de análise foram os fundos mútuos de investimento de renda fixa. Dentro dessa classe, consideraram-se somente aqueles abertos à captação e que proporcionam liquidez imediata a seus cotistas (ICI, 2004), excluindo-se os fundos fechados, negociados em bolsa, e de cotas em fundos de investimento (FAC).

A fonte das informações foi a Anbid, considerando indicadores com periodicidade mensal: valor do patrimônio líquido administrado; número de cotas; e valor das cotas. As outras variáveis de interesse foram coletadas em fontes secundárias: CVM, Anbid, Bolsa de Valores de São Paulo e Banco Central do Brasil. O período analisado, de fevereiro de 1995 até setembro de 2004, pós-Plano Real, resultou em 116 informações mensais.

3.2. Variáveis consideradas no estudo

No quadro 2 apresentam-se as variáveis utilizadas no estudo, destacando-se algumas de suas características. A variável dependente é a captação líquida de recursos dos fundos de renda fixa. As variáveis independentes, descritas na literatura como capazes de afetar a variável dependente, desde o ponto de vista teórico e/ou empírico, em geral são acessíveis aos investidores para suas movimentações de recursos aos fundos de renda fixa.

3.3. Variável dependente: captação líquida de recursos

A captação líquida (CL) foi estimada com base em informações mensais. Diante da não-disponibilidade de informações diárias, usou-se o procedimento de Simulação de Monte Carlo para avaliar diferentes fórmulas mencionadas por Sirri e Tufano (1998), procurando a de melhor desempenho. Como indicado na seção de resultados, utilizou-se a seguinte fórmula:

$$CL_t = \sum_{i=1}^n (N_{i,t} - N_{i,t-1}) * \left(\frac{V_{i,t} + V_{i,t-1}}{2} \right) \quad [1]$$

em que:

- CL_t = captação líquida acumulada no período t , para a classe de fundos;
 N_t, N_{t-1} = número de cotas no fechamento do período t e em $t-1$ ($N_t = P_t/V_t$);
 P_t = patrimônio líquido no fechamento do período t ;

Quadro 2

Variáveis para o Estudo da Captação Líquida de Recursos dos Fundos Mútuos de Renda Fixa no Brasil

Variável	Proxy	Estimação	Relação Esperada ^(*)
CL Captação líquida da indústria ou classe	Estimação de subscrições — resgates	Captação líquida mensal ajustada pelo índice IGP-DI.	Variável dependente
RET Medida de desempenho da classe	Retorno mensal bruto ou ajustado alfa de Jensen	Média ponderada dos retornos mensais do valor cota dos fundos. O alfa de Jensen pode ser ou não condicionado.	Positiva
PIBPC Desenvolvimento econômico	PIB <i>per capita</i>	Índice do PIB ou nível do PIB <i>per capita</i> .	Positiva
DMC Desenvolvimento do mercado de capitais	Capitalização de mercado/ PIB	Valor total do mercado de ações e do mercado de debêntures em relação ao PIB.	Positiva
EMCV Eficiência do mercado de capitais	Índice de rotação e volume negociado/ PIB	Volume de negócios em relação à capitalização de mercado — <i>turnover</i> e volume de negócio em relação ao PIB.	Positiva
TJR, TP Taxa de juros real	Taxa de juros real	Taxa de juros básica (Selic), taxa de poupança.	+/-
RRIB Retorno real no mercado	Retorno real índice de bolsa	Rendimento do Ibovespa.	Negativa
P/L Índice	Preço/lucro em bolsa	Indicador publicado pela Bovespa.	Positiva
VMGARCH, EGARCH Volatilidade	Volatilidade de mercado	Volatilidade Garch ou Egarch do Ibovespa.	Negativa
DJAN e DMES Efeito janeiro (ou outros meses)	dummy	1 = Mês de janeiro (ou outros meses, refletindo reajuste de <i>portfolios</i>). 0 = Outros casos.	+/-
DVF Crises financeiras internacionais	dummy	1 = Instabilidade dos mercados internacionais (set. 1997 a out. 1999). 0 = Estabilidade	Negativa
DMM02 Mudanças na valorização da carteira	dummy	1 = Períodos de mudança: jun./jul. 2002. 0 = Outros casos.	Negativa
DENF Entrada significativa de fundos	dummy	1 = Incremento maior do que 10% do Patrimônio Líquido por entrada de novos fundos. 0 = Outros casos.	Positiva
CL defasada	CL(-1)	Captação líquida mensal ajustada pelo índice IGP-DI.	Positiva

Nota: (*) A relação esperada está baseada em resultados de pesquisas prévias ou proposições teóricas.

V_t, V_{t-1} = valor da cota em t e em $t-1$;
 $t, t-1$ = períodos com freqüência mensal;
 n = número de fundos no período t .

Optou-se por especificar a CL em valor monetário, e não como porcentagem do patrimônio, como utilizado por outros autores. As razões para tal escolha fundamentam-se em:

- interesse em verificar as respostas dos investidores a mudanças nos indicadores em termos de fluxos monetários, e não como porcentagem do tamanho do fundo;
- a autocorrelação dos fluxos líquidos de recursos é melhor pesquisada sem a introdução de um outro fator de autocorrelação que se apresenta utilizando porcentagens (FANT e O'NEAL, 2000).

A principal desvantagem de usar fluxos monetários está na presença de heteroscedasticidade nos resíduos na análise de regressão e na impossibilidade de controle de algumas observações com características de *outliers*.

Para a análise, os fluxos em valor monetário e outras variáveis medidas em termos nominais foram ajustados à moeda equivalente de setembro de 2004 (último mês do período de análise), por meio do índice de preços de disponibilidade interna (IGP-DI). Essa transformação em moeda equivalente permite a comparação das variáveis em distintos momentos do período em estudo. E o fato de utilizar variáveis reais permite pressupor que os investidores atuam racionalmente, respondendo a mudanças econômicas reais e não-nominais (SANTINI e ABER, 1998).

Essa variável foi incluída como explicativa em sua primeira defasagem (CL_{t-1}), com base nos resultados de Potter (2000), e seria consistente com a proposição de que os investidores também utilizam informações passadas de captação líquida ou variações no patrimônio administrado para definir suas alocações de recursos.

3.4. Variáveis independentes consideradas no estudo

3.4.1. Retorno ou desempenho dos fundos

O retorno (RET) ou desempenho dos fundos foi calculado como uma média ponderada pelo patrimônio de cada fundo. Foram consideradas três medidas de desempenho: o retorno bruto, o excesso de retorno sobre a taxa livre de risco e uma medida de desempenho ajustada pelo risco por meio do alfa de Jensen. O alfa foi estimado com o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) condicional, conforme a metodologia sugerida por Deaves (2004) e Otten e Bams (2004). Segundo esses autores, procura-se reconhecer que o risco e o retorno não permanecem constantes no tempo, como pressupõe o modelo original de Jensen (1968).

Nesse caso, na estimação consideraram-se janelas móveis, conforme utilizado por Fant e O’Neal (2000), com períodos de até 36 meses; o alfa de Jensen foi calculado a partir do modelo de avaliação de ativos especificado na equação [2].

$$R_{i,t} - RF_t = \alpha + \sum_{j=1}^r \beta_i^j (Im_t^j - RF_t) + \sum_{k=1}^p \delta_i^k (MF_t^k) + \varepsilon_{i,t} \quad [2]$$

em que:

- $R_{i,t}$ = retorno bruto do fundo i no mês t , estimado com a fórmula logarítmica;
- RF_t = taxa livre de risco no período t , considerando como *proxy* a taxa de poupança;
- r = número de variáveis não-condicionais;
- Im_t = variáveis mensais não-condicionais no período t : retorno de mercado, aproximado pelo índice de bolsa, retorno da taxa de câmbio, rendimento dos depó-

sitos interfinanceiros (DI), de acordo com as diferentes exposições ao risco, seguindo os estudos de Deaves (2004), todos estimados na forma logarítmica;

p = número de variáveis condicionais; caso $p=0$, tem-se o modelo não-condicionado;

$MF_{k,t}$ = informações condicionais no período t : captação líquida de recursos, taxa dos títulos do governo (Sistema Especial de Liquidação e Custódia — Selic), *spread* da estrutura a termo da taxa de juros (neste último caso, a partir de julho de 2002, quando foi publicada pela Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro — Andima), todas defasadas em um período;

α, β, δ = parâmetros a serem estimados em cada janela;

ε = erros ou resíduos da regressão.

Diante da limitação de informações e visando corrigir problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade nos resíduos da equação [2], a estimação foi realizada com regressão de dados em painel de efeitos fixos, utilizando o método generalizado de momentos (MGM), sendo a matriz de ponderações a *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) ou ponderações de seção cruzada, quando não foi possível a aplicação da SUR, segundo Bekaert, Harvey e Lundblad (2001). O alfa de cada fundo foi calculado, para cada mês com os parâmetros significativos ao nível de 10% na equação [2]. Nesse caso, espera-se um sinal positivo, que reflete a racionalidade do investidor em direcionar seus investimentos a alternativas de maior retorno. Ainda, quando utilizado em defasagens, indicaria que os investidores consideram retornos passados em suas decisões.

3.4.2. Desenvolvimento econômico

Para medir o desenvolvimento econômico, utilizou-se o índice do PIB *per real capita* (PIBPC). Embora esse indicador tenha limitações, por representar uma média, ele é o único disponível e habitualmente utilizado nas pesquisas. Klapper, Sulla e Vittas (2004) reportam uma relação positiva para essa variável, quando utilizada em termos contemporâneos ou defasada.

3.4.3. Desenvolvimento e eficiência do mercado de capitais

Beck e Levine (2002) utilizaram, para medir o desenvolvimento do mercado de capitais (DMC), o valor da capitalização de mercado (ações e debêntures) em relação ao PIB. Para medir a eficiência, o índice de rotação pode ser utilizado como *proxy*. Tal indicador é definido como o volume total das operações realizadas com ações e debêntures em relação ao valor total em circulação desses títulos ou em relação ao PIB (EMCV). Segundo Klapper, Sulla e Vittas (2004), tanto a estrutura como o desenvolvimento do sistema financeiro podem afetar positivamente o desenvolvimento dos fundos.

3.4.4. Volatilidade de mercado

A volatilidade de mercado (VM) foi aproximada pela volatilidade dos retornos diários do Ibovespa (a volatilidade da taxa de câmbio não apresentou significância estatística). Ela foi estimada com a utilização de um modelo de volatilidade condicionada Garch ou Egarch. Segundo Hull (2000), na prática a variância apresenta a propriedade de reversão à média (*mean reversion*), que é incorporada por esses modelos e não pelo modelo *Exponential Weighted Moving Average* (EWMA). A volatilidade foi estimada com os critérios apontados a seguir.

- Foi adotada a equação [3] como padrão para o cálculo da média condicional, especificando uma regressão do retorno sobre uma constante e a variável defasada. Segundo Alexander (2002), quanto mais parcimoniosa for a definição da equação da média condicional dos retornos, melhor será o desempenho do modelo:

$$r_t = c + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

em que:

r_t, r_{t-1} = retorno percentual do Ibovespa para o dia t ou $t-1$;
 ρ, c = constantes;
 ε_t = resíduo.

- Conforme Morelli (2002) e a comprovação por meio do correlograma, os retornos do índice de mercado seguem um processo auto-regressivo de ordem 1 — AR(1) — no período analisado.
- Definida a equação da média condicional, os resíduos gerados serviram de insumo para a parametrização do modelo de volatilidade condicionada Garch (1,1) ou Egarch (1,1) definidos em Brooks (2002). Os parâmetros do modelo e da volatilidade condicionada foram estimados com Eviews™ (v.4.1), utilizando-se dados diários com janelas móveis de 145 observações. O indicador da volatilidade mensal corresponde à média das estimativas diárias para determinado mês.

Klapper, Sulla e Vittas (2004) observam que os fundos geralmente são menos representativos em mercados de alta volatilidade. No contexto dos fundos de renda fixa, um coeficiente negativo indicaria que os investidores desses fundos interpretam esse indicador como o risco de mercado ou que eventuais instabilidades do mercado de ações podem ter algum efeito no mercado de renda fixa.

3.4.5. Taxa de juros, rentabilidade do mercado, índice preço/lucro

A taxa real de juros, Selic ou Taxa da Poupança, foi utilizada tanto no período corrente quanto no defasado. De acordo com

Klapper, Sulla e Vittas (2004), a demanda por fundos de renda fixa e curto prazo pode ser afetada pelas diferenças das taxas de juros na economia. Segundo Santini e Aber (1998), os investidores também poderiam observar a evolução das taxas de juros para decidir sobre quando aplicar em fundos de ações, de renda fixa ou de curto prazo.

A taxa de retorno do mercado de ações aproximada pelo retorno do Ibovespa (RRIB) foi incluída como ativo concorrente para explicar as movimentações de recursos entre fundos de renda fixa e variável pelos investidores, porém, espera-se uma relação negativa (POTTER, 2000).

O indicador de preço/lucro (IP/L) do mercado de ações seria visto, de acordo com Potter (2000), como um indicador de avaliação relativa concorrente. Nos fundos de renda fixa, essa relação poderia ser positiva, mostrando que os investidores provavelmente comprariam participações nesses fundos quando esse mercado se apresentar sobrevalorizado (P/L aumenta).

3.4.6. Variáveis dummy

As variáveis *dummy* tentam refletir quebras estruturais, mudanças de regime ou modificações temporárias, tomando valor “1” na presença do fenômeno e “0” em outros casos. O **efeito janeiro** foi reportado como significativo no trabalho de Potter (2000). A entrada significativa de fundos (quando a entrada de um novo fundo resulta em um incremento maior do que 10% no patrimônio total administrado pelos fundos existentes) foi considerada nos primeiros anos do estudo, quando a entrada de um fundo afete o valor da captação líquida.

3.4.7. Roteiro metodológico da pesquisa, tratamento dos dados e estimação

Após a estimação da captação líquida de recursos ao longo do período de estudo, procedeu-se à análise de regressão múltipla com o uso de técnicas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de Regressão Robusta. Foram avaliados os pressupostos para dados de séries temporais, presença de *outliers* e estacionariedade, de acordo com Brooks (2002) e Alexander (2002).

• *Outliers*

Os *outliers* foram identificados na série de captação líquida, especialmente nos fundos exclusivos. Dessa forma, o tratamento, a estimação e a posterior análise foram adequados a cada caso. De acordo com Hair *et al.* (1998, p.64), quando o *outlier* é consequência de algum evento extraordinário, mas não de erros de medição ou de registro, essa observação deve ser considerada na análise.

Na literatura, diferenciam-se quatro tipos de *outliers*: os aditivos (*additive*), os de inovação (*innovational*), os de mudança de nível (*level shift*) e os de mudança temporária (*temporary change*). Os dois últimos são facilmente identificá-

veis e controlados com variáveis *dummy*. Os dois primeiros (aditivo e de inovação) são os mais freqüentes nas séries financeiras e os que podem ter efeito nocivo nas estimações de regressão com métodos não-robustos, constituindo, nesse caso, os pontos de alavancagem, quando se apresentam nas variáveis explicativas, e de observações de influência, quando presentes na variável dependente (HAIR *et al.*, 1998; ARSLAN, EDLUND e EKBLOM, 2002).

• Estacionariedade das séries

Para verificar a não-estacionariedade das séries, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Na presença de *outliers*, especialmente com os de tipo aditivo, usou-se o procedimento de Shin, Sarkar e Lee (1996), para logo realizar o teste de raiz unitária. Utilizam-se as variáveis em diferenças quando apresentaram raiz unitária, para evitar o problema de regressão espúria.

• Modelo de regressão e método de mínimos quadrados ordinários

O modelo de regressão múltipla considera as variáveis definidas no quadro 1:

$$CL_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{1t} + \gamma_2 X_{2t} + \dots + \gamma_s X_{st} + \mu_t \quad [4]$$

em que:

- CL_t = variável dependente (captação líquida de recursos);
 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_s$ = parâmetros do modelo;
 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{st}$ = variáveis relevantes para explicar a variável CL_t ;
 μ_t = erros da regressão.

Esse modelo foi estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), gerando os resíduos da regressão para realizar os testes de homoscedasticidade, de não-autocorrelação e de normalidade, visando obter estimações consistentes que possibilitem a inferência estatística (ALEXANDER, 2002; BROOKS, 2002).

• Métodos robustos para a estimação do modelo de regressão

As estimações de MQO não são robustas à presença de *outliers* no conjunto de dados. Uma simples observação que não obedece à distribuição ou ao comportamento das outras pode desvirtuar fortemente as estimações dos parâmetros (ARSLAN, EDLUND e EKBLOM, 2002). Segundo Chiang, Pell e Seasholtz (2003), uma alternativa é apresentar os resultados com e sem *outliers*, excluindo da análise aquelas observações que produzam resíduos padronizados de valor absoluto maior do que 3. Contudo, de acordo com esses autores, em alguns casos essa regra falha na detecção dos *out-*

liers, pelo fato de a média e o desvio-padrão serem afetados pelos *outliers*; portanto, eles propõem um algoritmo recursivo robusto. A utilização de métodos robustos de estimação é outra solução. Os métodos robustos de regressão têm sido desenvolvidos a partir das décadas de 1970 e 1980 como alternativa aos estimadores de MQO. Edlund e Ekblom (2005) propõem os estimadores-M restritos (*constrained M-estimators*), abreviadamente estimadores-MR, que combinam as boas propriedades dos predecessores (estimadores-M e estimadores-S). Os estimadores-MR são únicos e invariantes, consistentes, assintoticamente normais, com baixa sensibilidade a erros (*outliers*) e alta eficiência assintótica. Assim, são especialmente apropriados para lidar com pontos de alavancagem e informações de influência.

Para a pesquisa aqui apresentada, os estimadores-MR foram calculados com o uso do software *CMregr*, desenvolvido por Arslan, Edlund e Ekblom (2002) e descrito em Edlum (2004). Para calcular os erros-padrão dos estimadores e para a análise dos resíduos, foram elaborados códigos correspondentes em *Matlab* (fornecidos sob solicitação).

• Processo de estimação

Foram realizados os procedimentos a seguir:

- as estimações iniciais foram feitas por MQO, utilizando as variáveis que apresentaram as maiores correlações individuais com a variável dependente (disponível sob solicitação);
- as variáveis restantes foram introduzidas na equação de regressão, descartando aquelas que tiveram um nível de significância (valor *p*) maior do que 0,10;
- as variáveis explicativas com alto grau de correlação (maior do que 0,7), foram introduzidas uma de cada vez, selecionando a de melhor poder explicativo (menor valor *p* do coeficiente estimado e/ou maior *R*² ajustado do modelo);
- foram realizados, rotineiramente, os testes para autocorrelação, os de heteroscedasticidade e o teste de especificação RESET, todos parte do software *Eviews*. Em cada uma dessas etapas foi realizada a identificação de *outliers* nos resíduos, utilizando o método de Chiang, Pell e Seasholtz (2003). Finalmente, foram computados os estimadores-M restritos, com o uso do software *CMregr* e dos programas desenvolvidos em *Matlab*.

4. RESULTADOS

4.1. A fórmula da estimação da captação líquida e a Simulação de Monte Carlo

A escolha da equação [1] para a estimação da captação líquida (CL) de recursos pelos fundos baseou-se em um estudo de simulação em que se compararam diferentes fórmulas referenciadas em Sirri e Tufano (1998). Nos estudos de Santini e Aber (1998), Sirri e Tufano (1998), Fant e O'Neal (2000),

entre outros, a CL foi estimada com o uso da fórmula para dados diários, isto é, considerando somente o valor da cota do período final; justificada pela falta de informações diárias ou, ainda, pela utilização desse procedimento por outros pesquisadores. Isso seria equivalente a pressupor que as subscrições e os resgates acontecem somente no último dia do mês. De acordo com os resultados da simulação, para diferentes cenários definidos em função da evolução da taxa de câmbio, Ibovespa e taxa de juros, e combinações destes, a fórmula utilizada neste artigo tem a vantagem de maior precisão, considerando um valor médio da cota.

Para avaliar e justificar a escolha, utilizaram-se estatísticas de erro percentual acumulado absoluto (EPAA), raiz do erro quadrado médio (RQME), erro médio absoluto (EAM) e indicador de menor erro absoluto (IA), tanto no procedimento de simulação como em estimativas utilizando dados reais de alguns fundos (o resultado da simulação pode ser fornecido sob solicitação).

4.2. Estatísticas descritivas da captação líquida

No Brasil, os fundos mútuos abertos diferenciam-se em **não-exclusivos** (dirigidos ao público em geral) e **exclusivos** (dirigidos a empresas, investidores institucionais e investidores qualificados — de alto nível de renda).

...a maior captação mensal média foi registrada para os fundos exclusivos, mas o coeficiente de variação é maior em relação aos fundos não-exclusivos...

Como apresentado na tabela 1, a maior captação mensal média foi registrada para os fundos exclusivos, mas o coeficiente de variação é maior em relação aos fundos não-exclusivos; provavelmente isso seja originado por uma resposta diferenciada dos investidores às mudanças nos indicadores que afetam a captação líquida. Os testes de t e de F confirmam que as médias e as variâncias da CL correspondem a populações distintas, justificando a análise das duas subclasses separadamente. Outra observação é que, em geral, a distribuição da captação é próxima da simétrica ou com assimetria ligeiramente positiva, mas apresenta um excesso de curtose. Isso conduz à rejeição da distribuição da normalidade segundo o teste de Jarque-Bera. Como a normalidade foi rejeitada, para determinar a estacionariedade foi utilizado, além dos testes de Dickey Fuller e KPSS, o teste de raiz unitária para séries temporais com *outliers* de Shin, Sarkar e Lee (1996). Segundo os três testes, a série de CL pode ser considerada estacionária em ambas as subclasses. Assim, não foi confirmada a observação de Warther (1995) e Potter (2000) de presença de raiz unitária nessa série.

Tabela 1

Estatísticas Descritivas para a Captação Líquida de Recursos pelos Fundos Abertos de Renda Fixa no Brasil — de Fevereiro de 1995 a Setembro de 2004 (Em Milhões de Reais, Ajustados a Valores de Setembro de 2004 pelo IGP-DI)

Indicador	Fundos Abertos de Renda Fixa	
	Não-Exclusivos	Exclusivos
Média	-53,87	545,51
Mediana	157,97	272,10
Máximo	8.985,79	19.784,28
Mínimo	-8.503,32	-7.251,11
Desvio-padrão	2.712,08	3.396,85
Coeficiente de variação	50,34	6,23
Assimetria	-0,13	2,44
Curtose	4,73	14,39
Jarque-Bera (JB)	14,73	742,15
Probabilidade JB	0,001	0,000
Número de Observações	116	116

4.3. Condicionantes da captação líquida dos fundos de renda fixa

Na tabela 2, apresentam-se os resultados do modelo de regressão, considerando duas especificações (I e II) para MQO, com a exclusão dos *outliers* no caso dos fundos exclusivos, e uma para a estimativa MR (III).

4.3.1. Fundos de renda fixa não-exclusivos

No caso dos fundos de renda fixa não-exclusivos (tabela 2, painel A), no período analisado, as captações líquidas agregadas estiveram positivamente influenciadas pela primeira defasagem do excesso do retorno médio desses fundos em relação à taxa de poupança ($RET_{t-1} - TPOUPA_{t-1}$). Um incremento de 1% nesse indicador no período t teria como resultado um incremento de R\$ 1,1 bilhão nas captações líquidas do período seguinte $t+1$. O retorno do mercado de ações em sua primeira defasagem ($RIBOV_{t-1}$) apresentou um coeficiente positivo significativo na estimativa de MQO. Na estimativa-MR, essa variável perdeu significância. Essa relação positiva, ainda que não-significativa, também foi verificada para os fundos de renda fixa nos Estados Unidos (POTTER, 2000, p.66), significando que um aumento dos preços do mercado de ações induz os investidores a movimentarem recursos para os fundos de renda fixa no mês seguinte.

A eficiência do mercado de capitais (EMCV), abrangendo o mercado de ações e o mercado de dívida, resultou em fator importante para a maior captação de recursos pelos fundos de renda fixa. Assim, um mercado de capitais mais líquido poderia favorecer maior captação de recursos dessa classe de fundos.

Tabela 2

Análise de Regressão para a Capteração Líquida de Recursos pelos Fundos de Renda Fixa no Brasil (Em Milhões de Reais, Ajustados a Valores de Setembro de 2004 pelo IGP-DI)

Modelo	I		II		III	
	Estimação MQO	Valor <i>p</i>	Estimação MQO	Valor <i>p</i>	Estimação MR	Valor <i>p</i>
Painel A — Fundos de Renda Fixa Não-Exclusivos						
CONSTANTE	-423,78	0,03	-1.070,24	0,01	-892,58	0,00
RET(-1)-TPOUPA(-1)			1.118,93	0,06	1.105,20	0,00
RIBOV(-1)	58,06	0,00	54,41	0,00	13,91	0,16
DMM02	-5.049,33	0,00	-4.456,45	0,00	-2.890,40	0,00
DJAN	2.847,27	0,00	2.832,96	0,00	1.622,80	0,00
DAGO	1.148,18	0,08	1.154,45	0,08	584,71	0,10
DESF	5.536,71	0,00	5.935,50	0,00	0,28	0,00
d(SELIC)	-145,30	0,00	-122,51	0,02	-143,19	0,00
d(EMCV)	41.178,10	0,09	57.400,30	0,02	93.131,00	0,00
CL(-1)	0,14	0,06	0,14	0,05	4.061,50	0,00
R ²	0,54		0,56		0,22	
R ² Ajustado	0,51		0,52		0,15	
Estatística <i>F</i>	15,78	0,00	14,78	0,00		
Jarque-Bera	4,16	0,12	2,77	0,25	0,25	0,88
Número de Observações	115		115		115	
Painel B — Fundos de Renda Fixa Exclusivos						
CONSTANTE	6.455,18	0,000 ^(*)	5.548,96	0,000 ^(*)	5.646,3	0,00
RET-TPOUPA	812,56	0,150 ^(*)	909,75	0,009 ^(*)	6,8	0,40
RET(-1)-TPOUPA(-1)	473,96	0,426 ^(*)				
VPIBRPC	132,42	0,092 ^(*)	128,06	0,015 ^(*)	81,8	0,09
P/L	-46,14	0,436 ^(*)			-62,4	0,09
DMM02	-4.879,68	0,000 ^(*)	-5.508,54	0,000 ^(*)	-5.627,1	0,00
DJAN	4.824,96	0,000 ^(*)	4.806,46	0,000 ^(*)	-245,5	0,35
DESF	6.044,33	0,000 ^(*)	4.413,92	0,000 ^(*)	1.267,8	0,01
d(SELIC)					-7,2	0,39
log(VMEGARCH)	-3.119,74	0,000 ^(*)	-2.789,47	0,000 ^(*)	-1.913,6	0,00
R ²	0,653		0,708		0,155	
R ² Ajustado	0,627		0,690		0,092	
Estatística <i>F</i>	24,960	0,000	39,520	0,000		
Jarque-Bera	33,410	0,000	0,260	0,878	1,730	0,42
Número de Observações	116		105	SO	116	

- Notas: • $d()$ = operador de primeiras diferenças, em que $d(X) = X_t - X_{t-1}$
 • $(-q)$ = operador de defasagens, sendo q o número de defasagens, em que $X(-q) = X_{t-q}$
 • log = função logaritmo natural.
 • (*) = valor *p* com erros-padrão de White (1980), corrigidos para heteroscedasticidade e autocorrelação.
 • SO = sem outliers.
 • MQO = Estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários.
 • MR = Estimadores M-Restritos.
 • A descrição das variáveis pode ser vista no quadro 2.

Uma possível explicação poderia estar no fato de que os fundos de renda fixa têm ações e debêntures em seus *portfolios*, ainda que em proporções menores do que os títulos do governo. Esse resultado permite, também, dar suporte aos resultados de Klapper, Sulla e Vittas (2004).

A variação na taxa de juros *d*(Selic) apresentou um coeficiente negativo significativo em todas as estimativas, indicando que uma menor taxa de juros favoreceria um maior desenvolvimento desses fundos, como observado por Klapper, Sulla e Vittas (2004). Isso poderia significar que um aumento na

taxa de juros origina deslocamento de recursos dos fundos para alternativas como poupança, certificados de depósito ou a compra direta de títulos do governo. Para essa subclasse de fundos, não foi possível confirmar os resultados de Potter (2000) e Klapper, Sulla e Vittas (2004) sobre uma relação positiva significativa entre o PIB *per capita* (VPIBRPC) e a captação líquida desses fundos. A captação líquida defasada em um período (CL_{t-1}) e a variável *dummy* para entrada significativa de novos fundos (DESF) também tiveram coeficientes altamente significativos.

A variável *dummy* para os três meses posteriores à introdução da **marcação a mercado**, ocorrida em maio de 2002 (DMM02), evidenciou resgates líquidos de R\$ 2,9 bilhões a R\$ 5 bilhões por mês. Quanto aos efeitos de calendário, foi possível confirmar captações expressivas nos meses de janeiro (DJAN) e agosto (DAGO). Nos estudos anteriores, Potter (2000) reportou esse comportamento nos Estados Unidos para o mês de janeiro. Nem o indicador de volatilidade nem o indicador preço-lucro apresentaram coeficientes significativos. O poder explicativo (R^2 Ajustado) do modelo de regressão II chegou a 52%.

4.3.2. Fundos de renda fixa exclusivos

Quanto aos fundos de renda fixa exclusivos (tabela 2, painel B), em nível agregado foi possível observar uma reação distinta dos investidores. Estes observariam o excedente de retorno real em relação à taxa de poupança no período corrente (RET-TPOUPA), não a primeira defasagem, como no caso dos fundos não-exclusivos, possivelmente porque os investidores desta subclasse de fundos estão monitorando mais constantemente o desempenho dos gestores. Entre outras diferenças, encontra-se a significância estatística, ainda que ao nível de 10%, para a variação do nível de renda *per capita* (VPIBRPC) e para o indicador preço-lucro (P/L). No caso das estatísticas do PIB, elas são publicadas com alguma defasagem; uma possível explicação para esse resultado é que os investidores estejam considerando previsões dessa variável, como, por exemplo, os resultados das pesquisas realizadas pelo Banco Central com as entidades financeiras. No caso do indicador preço/lucro, a relação foi contrária à esperada, precisando ser confirmada em pesquisas futuras. Outras características dos investidores desses fundos referem-se à relação fortemente negativa com o logaritmo da volatilidade de mercado (logVMEGARCH), confirmado o resultado esperado, e à não-significância das variações na taxa de juros (Selic), questão que precisa ser confirmada em outras pesquisas, já que os fluxos acumulados não permitem diferenciar uma resposta possivelmente diferenciada de investidores em fundos com títulos a taxas pré e pós-fixadas.

Tal como no caso dos fundos não-exclusivos, a captação líquida defasada em um período (CL_{t-1}) e a variável *dummy* para entrada significativa de novos fundos (DESF) alcançaram coeficientes altamente significativos. A variável *dummy* para

os três meses posteriores à introdução da **marcação a mercado**, ocorrida em maio de 2002 (DMM02), revelou resgates líquidos médios de R\$ 5,5 bilhões por mês. Quanto aos efeitos de calendário, somente foi observada uma realocação positiva no mês de janeiro (DJAN), não confirmada como significativa na análise robusta, possivelmente pela dificuldade dessa técnica no tratamento de variáveis dicotômicas. O poder explicativo na regressão (II), medido pelo coeficiente R^2 Ajustado, alcançou 69%.

5. CONCLUSÕES E SUGESTÕES

A simulação e a comparação com dados reais de alguns fundos permitiram definir a fórmula para estimar a captação líquida mensal em valores monetários, quando não se tem acesso a dados diários. Uma análise prévia em relação à distribuição e evolução da captação líquida evidenciou um comportamento diferenciado entre as séries dos fundos não-exclusivos, oferecidos ao investidor em geral, e dos fundos exclusivos, destinados a investidores de maior nível de renda e corporativos. Para diminuir o efeito das informações extremas e dos *outliers*, que podem afetar as estimativas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizou-se uma técnica robusta à presença de *outliers* e de informações de influência e de alavancagem (Estimadores-M restritos).

De maneira geral, os investidores dos fundos não-exclusivos confirmaram ser, em algum grau, menos sofisticados do que os investidores dos fundos exclusivos.

De maneira geral, os investidores dos fundos não-exclusivos confirmaram ser, em algum grau, menos sofisticados do que os investidores dos fundos exclusivos. Essa observação está sustentada pelo fato de aparecerem indicadores em defasagem, nas regressões para as captações líquidas dos fundos não-exclusivos. No caso dos fundos exclusivos, os investidores tendem a considerar informações mais atualizadas. Adicionalmente, além de diferenças nos indicadores significativos estatisticamente, observou-se um maior poder explicativo para a captação líquida dos fundos exclusivos, que poderia estar sinalizando uma resposta diferenciada às mudanças dos indicadores.

Os resultados obtidos foram similares aos referenciados na literatura. Nos fundos de renda fixa não-exclusivos, os indicadores que afetaram positivamente a captação líquida de recursos foram: a primeira defasagem do excesso de retorno em relação ao rendimento da poupança, a eficiência do mercado de capitais, a captação líquida defasada e os efeitos de calendário para os meses de janeiro e agosto. Para os fundos exclu-

sivos, foram significativos os coeficientes estimados para o excesso de retorno em relação ao rendimento da poupança e para a variação do PIB, ambos positivos e em termos contemporâneos. Afetando de forma inversa, registraram-se o caso do indicador preço-lucro e a volatilidade de mercado.

Com base nos resultados apresentados, é possível fazer algumas considerações para a gestão desses intermediários. Por exemplo, definir estratégias de *marketing* para atrair os recursos do investidor quando se espera um aumento do PIB, diminuição dos juros, redução da volatilidade de mercado ou precedentemente aos meses de janeiro e/ou agosto, quando se produz uma realocação de recursos dos investidores de fundos. Em alguma dessas situações, com entrada significativa de recursos, os gestores teriam de estar preparados para realizar a realocação de seus *portfolios* com o propósito de permanecerm no nível desejado de risco, cumprindo os estatutos de cada fundo ou a legislação básica desses intermediários, para não comprometerem seus objetivos de geração de valor para o co-

tista. Em relação à pesquisa utilizando séries financeiras, a presença de observações extremas exige maior cuidado na modelagem com a identificação e utilização apropriada de variáveis *dummy* e o uso de procedimentos robustos. O uso de técnicas de estimação robustas (como os estimadores-M restritos) pode dar maior confiança aos resultados obtidos, porém, ainda existe uma limitação nessas técnicas para a modelagem mais elaborada e sua disponibilidade em *software* de fácil utilização.

Finalmente, as conclusões do estudo referem-se ao tipo de fundos analisados e sob um contexto macroeconômico, sendo necessário realizar estudos para outras classes de fundos. Igualmente, é indispensável abordar essa questão em nível microeconômico, que permitiria gerar *insights* em fundos individuais ou categorias específicas deles, além de permitir introduzir outros indicadores dos fundos que podem afetar a captação líquida, como o efeito dos *portfolios* com taxas pré e pós-fixadas, as diferenças no tamanho dos fundos, o efeito da gestora e outros. ♦

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEXANDER, Carol. *Market models: a guide to financial data analysis*. West Sussex, England: John Wiley, 2002. 494p.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS BANCOS DE INVESTIMENTO (ANBID). *Informação histórica dos fundos de investimento* (relatórios mensais 2004). 2005. Disponível em: <www.anbid.com.br>. Acesso em: 20 jan. 2005.
- ARSLAN, O.; EDLUND, Ove; EKBLOM, Hakan. Algorithms to compute CM- and S-estimates for regression. *Metrika*, Heidelberg, v.55, n.1-2, p.37-51, Apr. 2002.
- BECK, Thorsten; LEVINE, Ross. *Stock markets, banks, and growth: panel evidence*. NBER Working Paper Series, n.9082. Cambridge, Mass: NBER, July 2002. 33p.
- BEKAERT, Geert; HARVEY, Campbell R.; LUNDBLAD, Christian. Emerging equity markets and economic development. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v.66, n.2, p.465-504, Dec. 2001.
- BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.
- CHIANG, Leo H.; PELL, Randy J.; SEASHOLTZ, Mary B. Exploring process data with the use of robust outlier detection algorithms. *Journal of Process Control*, Oxford, v.13, n.5, p.437-449, Aug. 2003.
- COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS (CVM). *Instrução CVM n. 409*. 18 ago. 2004. Disponível em: <www.cvm.gov.br>. Acesso em: 20 jan. 2005.
- DEAVES, Richard. Data-conditioning biases, performance, persistence and flows: the case of Canadian equity funds. *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam, v.28, n.3, p.673-694, Mar. 2004.
- EDLUND, Ove. *CMregr* — a Matlab software package for finding CM-Estimates for regression. *Journal of Statistical Software*, Alexandria, v.10, n.3, p.1-11, Apr. 2004.
- EDLUND, Ove; EKBLOM, Hakan. Computing the constrained M-estimates for regression. *Computational Statistics & Data Analysis*, Amsterdam, v.49, n.1, p.19-32, Apr. 2005.
- FANT, L. Franklin. Investment behavior of mutual fund shareholders: the evidence from aggregate fund flows. *Journal of Financial Markets*, Amsterdam, v.2, n.4, p.391-402, Nov. 1999.
- FANT, L. Franklin; O'NEAL, Edwards S. Temporal changes in the determinants of the mutual fund flows. *The Journal of Financial Research*, Atlanta, v.28, n.3, p.353-371, Fall 2000.
- HAIR, Joseph F.; ANDERSON, Rolph E.; TATHAM, Ronald L.; BLACK, William C. *Multivariate data analysis*. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 742p.
- HULL, John C. *Options, futures & other derivatives*. 4th ed. Toronto: Prentice Hall, 2000.
- INVESTMENT COMPANY INSTITUTE (ICI). *Mutual fund fact book 2004: a guide to trends and statistics in the mutual fund industry*. 44th ed. USA: ICI, 2004.
- JAMES, Estelle; FERRIER, Gary; SMALHOUT, James; VITTAS, Dimitri. *Mutual funds and institutional investments: what is the most efficient way to set up individual accounts in a social security system?* NBER Working Paper n.7049. Cambridge, Mass: NBER, Mar. 1999. 20p.
- JENSEN, Michael C. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *The Journal of Finance*, New York, v.23, n.2, p.389-416, May 1968.

- KHORANA, Ajay; SERVAES, Henri; TUFANO, Peter. Explaining the size of the mutual fund industry around the world. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.78, n.1, p.145-185, Oct. 2005.
- KLAPPER, Leora; SULLA, Victor; VITTAS, Dimitri. The development of mutual funds around the world. *Emerging Markets Review*, Amsterdam, v.5, n.1, p.1-38, Mar. 2004.
- KUSUNÓKI, Michael. *Análise do impacto da regra de marcação a mercado nos fundos de investimento DI*. 2002. 39f.
- Monografia (Graduação em Administração) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.
- MORELLI, David. The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: empirical evidence based on UK data. *International Review of Financial Analysis*, Amsterdam, v.11, n.1, p.101-110, Jan. 2002.
- OTTEN, Roger; BAMS, Dennis. How to measure fund performance: economic versus statistical relevance. *Accounting and Finance*, Victoria, v.44, n.2, p.203-222, July 2004.
- POTTER, Mark E. Determinants of aggregate mutual fund flows. *Journal of Business & Economic Studies*, New York, v.6, n.2, p.55-73, Fall 2000.
- SANTINI, Donald L.; ABER, Jack W. Determinants of net new money flows to the equity mutual fund industry. *Journal of Economics and Business*, Amsterdam, v.50, n.5, p.419-429, Sept. 1998.
- SANVICENTE, Antonio Z. Captação de recursos por fundos de investimento e mercado de ações. *Revista de Administração de Empresas (RAE)*, São Paulo, v.42, n.3, p.92-100, jul./ago./set. 2002.
- SHIN, Dong W.; SARKAR, Sahadeb; LEE, Jong H. Unit root tests for time series with outliers. *Statistics & Probability Letters*, Amsterdam, v.30, n.3, p.189-197, Oct. 1996.
- SIRRI, Erick R.; TUFANO, Peter. Costly search and mutual funds flows. *The Journal of Finance*, New York, v.53, n.5, p.1589-1622, Oct. 1998.
- WARTHER, Vincent A. Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.39, n.2-3, p.209-235, Oct./Nov. 1995.
- WHITE, Halbert. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, Evanston, v.48, n.4, p.817-838, May 1980.

Determinants of the development of fixed income mutual funds in Brazil

The aim of this research was to identify the determinants of the development of the fixed income mutual funds in Brazil through the study of net money flows, from February 1995 to September 2004. The data were analyzed by multiple regression analysis of monthly series. Looking for robustness of the results, the classic OLS estimators were compared with restricted M-estimators. The significant determinants were: the excess of return in relation to the savings account rate, the growth of the *per capita* GDP, the lower interest rates and the less volatility or risk. The introduction of valuation at market prices for fixed income assets, in circumstances of instability in the national and international markets motivated important withdraws in 2002. Furthermore, for investors of exclusive funds were identified indicators of larger sophistication. These results permit to define strategies for managing these institutions.

Keywords: net money flows, fixed income funds, mutual fund industry, M-estimators, econometric models.

Determinantes del crecimiento de los fondos mutuos de renta fija en Brasil

El objetivo en este artículo fue identificar los determinantes del desarrollo de los fondos mutuos de renta fija en Brasil por medio del estudio de los flujos netos, de febrero de 1995 a septiembre de 2004. Los datos fueron analizados por medio de regresión múltiple de series mensuales. Buscando robustez en los resultados, las estimaciones clásicas de Mínimos Cuadrados Ordinarios fueron comparadas con los estimadores-M restringidos. Los determinantes significativos fueron el exceso de retorno respecto a la tasa de ahorro, el crecimiento del PIB *per capita*, las menores tasas de interés y la menor volatilidad o riesgo. La introducción de la valoración a precios de mercado para los títulos de renta fija, en circunstancias de inestabilidad en el mercado, nacional e internacional, motivaron importantes redenciones en 2002. Además, para los inversionistas de fondos exclusivos, se identificaron indicadores de mayor sofisticación. Los resultados permiten definir estrategias para la gestión de estas instituciones.

Palabras clave: flujos netos, fondos de renta fija, industria de fondos mutuos, estimadores M, modelos económicos.