



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM  
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO**

**PROFISSIONALIZANTE EM ADMINISTRAÇÃO**

**PERSISTÊNCIA DE PERFORMANCE  
EM FUNDOS DE RENDA FIXA BRASILEIROS**

**CARLOS JOSÉ VARGAS EDUARDO**

ORIENTADOR: PROF. DR. ROBERTO MARCOS DA SILVA  
MONTEZANO

Rio de Janeiro (RJ), 29 de julho de 2008.

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**PERSISTÊNCIA DE PERFORMANCE  
EM FUNDOS DE RENDA FIXA BRASILEIROS**

**CARLOS JOSE VARGAS EDUARDO**

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em  
Administração como requisito parcial para  
obtenção do Grau de Mestre em  
Administração.

Área de Concentração: Administração  
Geral

**ORIENTADOR: PROF. DR. ROBERTO MARCOS DA SILVA MONTEZANO**

**Rio de Janeiro (RJ), 29 de julho de 2008.**

**PERSISTÊNCIA DE PERFORMANCE  
EM FUNDOS DE RENDA FIXA BRASILEIROS**

**CARLOS JOSE VARGAS EDUARDO**

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em  
Administração como requisito parcial para  
obtenção do Grau de Mestre em  
Administração.  
Área de Concentração: Administração  
Geral

Aprovada em: 29 de julho de 2008.

BANCA EXAMINADORA:

---

PROF. DR. ROBERTO MARCOS DA SILVA MONTEZANO (Orientador)  
Instituição: IBMEC-RJ

---

PROF. JOSE VALENTIM MACHADO VICENTE  
Instituição: IBMEC-RJ

---

PROF. DR. LUÍS FILIPE ROSSI  
Instituição: PUC-RJ

332.6725  
E26

Eduardo, Carlos José Vargas.

Persistência de performance em fundos de renda fixa brasileiros / Carlos José Vargas Eduardo - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc, 2008.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração das Faculdades Ibmecc, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de concentração: Administração geral.

1. Fundos de investimento. 2. Títulos de renda fixa.  
3. Análise de investimentos 4. Persistência de performance. 5. Análise de desempenho. 6. Gestão ativa.

## AGRADECIMENTOS

Ao SENHOR, o Deus Tri-Uno, Todo-Poderoso, de quem procede todo conhecimento, entendimento e sabedoria. O Deus de Abraão, de Isaac, de Jacó, o meu Deus, *minha herança na terra dos viventes*.

Ao meu pai, senhor Hildebrando Barbosa Gomes, à minha avó Maria José Barbosa Gomes, a meus tios Carlos Francisco Monteiro e Maria Amélia Barcellos da Silva, por me educarem. Aos meus irmãos, José Orlando, Isaac, Luiz Carlos, Willy e Tânia Regina (*in memoriam*), pelo privilégio da fraternidade.

Aos meus irmãos em Cristo, da Igreja Wesleyana Unida, pelas constantes orações, amor e zelo no Senhor.

À Fatima Lucia de Souza Pinto, incentivadora incondicional.

À Patricia Schimitt Fontenelle, Leonardo Faletti e demais colegas pelo apoio e incentivo à minha formação.

A Luiz Gonzaga Pinto Júnior pelo apoio no desenvolvimento deste trabalho. Ao colega Antônio Luiz Benevides Xavier pelas dicas e espírito de colaboração demonstrados.

Ao Banco do Brasil S.A. por me propiciar, pela Graça de Deus, o privilégio de pertencer aos seus quadros funcionais.

À PREVI – Caixa de Previdência dos Funcionários do Banco do Brasil, pelo reconhecimento e incentivo à minha formação profissional e pessoal.

Ao IBMEC – Instituto Brasileiro do Mercado de Capitais, nas pessoas de seus Professores, Dr. Roberto Marcos da Silva Montezano pela orientação e apreço na construção deste trabalho, Dr. José Valentim Machado Vicente pelas críticas construtivas ao aprimoramento desta dissertação e ao Dr. Fernando Nascimento de Oliveira pelo apoio demonstrado.

Ao Prof. Dr. Luís Filipe Rossi, da PUC-Rio, cujas sugestões muito enriqueceram a abordagem e a conclusão a que chegamos neste trabalho.

À equipe de apoio administrativo do IBMEC, especialmente à Rita de Cássia Lustosa Coelho, pela singeleza dos gestos e cordialidade demonstrados ao longo de nossa trajetória, ao Ronaldo Ormond Silva (o “Ronaldinho”) pessoa carismática, cujo humor nos contagia a todos.

Aos demais, não menos importantes, meus sinceros agradecimentos pela contribuição à minha formação – pessoal e profissional.

*“Invest your money in foreign trade and one of these days you will make a profit. Put your investments in several places – many places, in fact – because you never know what kind of bad luck you are going to have in this world”.*

*Holy Bible – Ecclesiastes 11:1-2*



## RESUMO

O propósito principal desta dissertação é o de avaliar a persistência de performance de fundos de renda fixa brasileiros. Os dados que suportam a pesquisa foram cedidos pela ANBID, dos quais foi extraída uma amostra de 50 fundos existentes entre maio/2001 e abril/2007. Por sua construção, a amostra é influenciada pelo viés de sobrevivência. Apesar de as descobertas de Blake et al. (1993) atenuarem as preocupações em torno desse viés para fundos de renda fixa, avaliamos que o estudo desse tema deve ser aprofundado no Brasil. Ao concluir o estudo, os resultados: (i) evidenciam que, utilizando retornos ajustados ao risco, a gestão ativa foi capaz de agregar valor aos fundos; (ii) suportam que o desempenho passado pode ser um preditor de performance futura ajustada ao risco, tanto no curto prazo quanto no longo prazo; e (iii) corroboram também a persistência de desempenho dos fundos, embora esse fenômeno possa variar de moderado a forte ao longo do tempo. No mais, dadas a ausência de raiz unitária na maior parte das séries temporais e a forte assimetria de retornos, esta pesquisa suporta que a gestão ativa obteve ganhos adicionais, ajustados ao risco, em momentos de não-eficiência temporária do mercado brasileiro durante o período de estudo. Por fim, esta pesquisa foi conduzida e apoiou-se em sólida base teórica, tais como os trabalhos desenvolvidos por Grinblatt e Titman (1992), Blake et al. (1993), Malkiel (1995), Carhart (1997), Droms e Walker (2006), dentre outros, bem como nos softwares SPSS e EViews objetivando a robustez estatística e econométrica das análises empreendidas.

**Palavras-Chave:** Fundos de Investimentos, Renda Fixa, Gestão Ativa, Análise de Desempenho, Persistência de Performance.

## ABSTRACT

The core purpose of this dissertation consists in studying the Brazilian Fixed Income Mutual Fund industry. The data supporting the research was extracted from a sample of 50 funds registered in ANBID (National Association of Investment Banks), from May/2001 to April/2007. This sample, by construction, may suffer from survivorship bias. Blake et al. (1993) in some way have mitigated this tendency for fixed income mutual funds. We argue, nonetheless, that any concerns over such bias should be accurately addressed with regard to the Brazilian market. Upon conclusion, the results convey that, using risk-adjusted returns, active management was able to add value to the funds. Additionally, it shows that past performance is predictive of future risk-adjusted performance, both in the short and long run. Accordingly, funds performance seems to be persistent, although such persistence may vary from moderately to strongly across time. Lastly, given the absence of unit root in the majority of the time series data and the strong asymmetry of the returns, this study supports that active management profited from non-efficient turnarounds of the Brazilian market during the course of the analyses period. The research was conducted and fully grounded on a solid theoretical literature, such as the works of Grinblatt and Titman (1992), Blake et al. (1993), Malkiel (1995), Carhart (1997), Droms and Walker (2006), among others, as well as on the SPSS and EViews software toolkit for the statistical and econometrical results aiming at the robustness of the analyses held.

**Keywords:** Investment Fund, Fixed Income, Active Management, Performance Analysis, Persistence of Performance Analysis.

## SUMÁRIO

<b>Tópico</b>	<b>Página</b>
<b>1. Introdução</b>	<b>20</b>
1.1. – Definição do Problema	20
1.2. – Objetivos	20
1.3. – Relevância	21
1.4. – Motivação	22
1.5. – Delimitação do Estudo	24
<b>2. Fundos de Investimentos</b>	<b>25</b>
2.1. – Abordagem Conceitual	25
2.2. – Perspectiva Histórica	27
2.3. – Importância da Indústria Mundial de Fundos	31
2.4. – O Mercado Brasileiro de Fundos Mútuos de Investimentos	37
2.4.1. – Marco Regulatório Brasileiro	37
2.4.2. – Classificação dos Fundos de Investimentos segundo a ANBID	39
2.4.3. – Tributação	40
2.4.4. – Evolução Patrimonial dos Fundos de Investimentos Brasileiros	42
2.4.5. – Fundos de Investimentos e Alocação Patrimonial	43
2.4.6. – Riscos Associados a Fundos de Renda Fixa	45
<b>3. Performance</b>	<b>47</b>
3.1. – Estudos sobre o Desempenho dos Fundos de Investimentos	49
3.1.1. – Estudos Internacionais sobre o Desempenho de Fundos de Ações	49



3.1.3. – Estudos Internacionais sobre o Desempenho de Fundos de Renda Fixa	54
3.1.4. – Estudos Brasileiros sobre o Desempenho de Fundos de Renda Fixa	55
3.2. – Métricas Usuais para Aferir Desempenho	56
3.2.1. – Índice de Sharpe	56
3.2.2. – Índice de Treynor	58
3.2.3. – Alfa de Jensen	58
3.2.4. – Índice de Sortino	60
3.2.5. – A Metodologia M <sup>2</sup>	61
3.2.6. – Índice de Valor Agregado	63
3.3. – Correlação entre os Indicadores de Performance	63
3.4. – Limitação das Métricas de Desempenho	64
3.5. – Análise de Persistência	65
3.5.1. – Estudos Internacionais sobre a Persistência de Desempenho em Fundos de Ações	66
3.5.2. – Estudos Internacionais sobre a Persistência de Desempenho em Fundos de Renda Fixa	72
3.5.3. – Estudos Brasileiros sobre a Persistência de Desempenho em Fundos de Ações	73
3.5.4. – Estudos Brasileiros sobre a Persistência de Desempenho em Fundos de Renda Fixa	75
<b>4. Metodologia da Pesquisa</b>	<b>77</b>
4.1. – Base de Dados	77
4.2. – Retornos Constantes	78
4.3. – Viés de Sobrevivência	79
4.4. – <i>Benchmark</i> de Mercado	79
4.5. – Testes Econométricos	80
4.5.1. – Vinculação dos Testes Econométricos com outras Ferramentas de Análise	81

4.5.2. – Normalidade	82
4.5.3. – Não-Normalidade	82
4.5.4. – Raiz Unitária e Estacionariedade	85
4.6. – Avaliação do Desempenho	93
4.7. – Análise de Persistência	99
4.7.1. – Hipóteses a serem testadas	99
4.7.2. – Ferramentas de análise	100
4.7.2.1. – Correlação de Pearson	101
4.7.2.2. – Correlação de Spearman	105
4.7.2.3. – Índice de Produto Cruzado (CPR)	108
4.8. – Significância Estatística dos Testes	111
4.9. – Limitações Metodológicas	111
<b>5. Resultados</b>	<b>113</b>
5.1. – Testes Econométricos	113
5.1.1 - Estacionariedade	113
5.1.2 – Estacionariedade – Ajustamento de Dados	116
5.1.3 – Estacionariedade – Percepção Geral	117
5.1.4 - Normalidade	118
5.2. – Análise de Desempenho	120
5.2.1 - Indicadores Nominais	120
5.2.2 - Retorno Real	123
5.2.3 – Índice de Sharpe	125
5.2.4 – Índice de Treynor	129
5.2.5 – Alfa de Jensen	136

5.2.6 - Visão Global de Desempenho	142
5.3. – Análise de Persistência	143
5.3.1 - Correlação de Pearson	144
5.3.2 - Correlação de Spearman	148
5.3.3 - Índice de Produto Cruzado	151
5.3.4 - Análise Conjugada dos Coeficientes de Correlação	154
<b>6. Conclusão</b>	<b>156</b>
<b>7. Sugestão de Pesquisa</b>	<b>159</b>
<b>Referência Bibliográfica</b>	<b>160</b>
<b>Páginas de WEB visitadas</b>	<b>165</b>
<b>Apêndices e Anexos</b>	<b>166</b>

## FIGURAS

Descrição		Página
Figura 1	Patrimônio Líquido por Tipo de Fundo – Dados Mundiais – 1.º Trimestre/2007 – US\$ trilhões	35
Figura 2	Fundos de Investimentos Brasileiros – Evolução Patrimonial 1994-Jul/2007	42
Figura 3	Evolução da Medida $M^2$	62



## QUADROS E TABELAS

Descrição		Página
Tabela 01	Patrimônio Líquido por Geozona	31
Tabela 02	Participação Global	32
Tabela 03	Posição do Brasil no contexto das Américas	34
Tabela 04	Representatividade dos Fundos	36
Tabela 05	Classificação e Característica dos Fundos de Investimentos	37
Tabela 06	Classificação dos Fundos de Investimento ANBID	39
Tabela 07	Tributação dos Rendimentos dos Fundos de Renda Fixa	40
Tabela 08	Tributação de IOF	41
Tabela 09	Fundos de Investimentos e Alocação Patrimonial no Brasil	44
Tabela 10	Amostra de Fundos Elegíveis	78
Tabela 11	Valores Críticos ( $JB_a$ ) para o teste JB	84
Tabela 12	Valores Críticos do Teste Dickey-Fuller e Phillips-Perron	91
Tabela 13	Testes de Estacionariedade para o benchmark de mercado (IRF)	115
Tabela 14	Fundos com Presença de Raiz Unitária	115
Tabela 15	Fundos cujas Séries foram Transformadas	117
Tabela 16	Teste Jarque-Bera para o <i>benchmark</i> de mercado (IRF)	118
Tabela 17	Períodos Contíguos – Desempenho	120
Tabela 18	Indicadores Nominais	121
Tabela 19	Retorno Real	123
Tabela 20	Índices de Sharpe – 12 Meses	126
Tabela 21	Índices de Sharpe – 24 Meses	127

---

Tabela 22	Índices de Sharpe – 36 Meses	128
Tabela 23	Análise do Beta – Índices de Treynor	130
Tabela 24	Significância Estatística do Beta – Índice de Treynor	131
Tabela 25	Fundos Excluídos da Amostra – Índice de Treynor	133
Tabela 26	Índices de Treynor – 12 Meses	134
Tabela 27	Índices de Treynor – 24 Meses	135
Tabela 28	Índices de Treynor – 36 Meses	136
Tabela 29	Comportamento do Alfa de Jensen	137
Tabela 30	Significância Estatística do Alfa de Jensen	140
Tabela 31	Intervalos de Confiança para o Alfa de Jensen	141
Tabela 32	Períodos Contíguos – Análise de Persistência	143
Tabela 33	Correlação de Pearson – 12 Meses	144
Tabela 34	Correlação de Pearson – 24 Meses	146
Tabela 35	Correlação de Pearson – 36 Meses	147
Tabela 36	Correlação de Spearman – 12 Meses	148
Tabela 37	Correlação de Spearman – 24 Meses	149
Tabela 38	Correlação de Spearman – 36 Meses	150
Tabela 39	Índice de Produto Cruzado – 12 Meses	151
Tabela 40	Índice de Produto Cruzado – 24 Meses	153
Tabela 41	Índice de Produto Cruzado – 36 Meses	154

## APÊNDICES E ANEXOS

Descrição		Página
Anexo 01	Fundos Participantes da Amostra – Séries de Retornos Nominais	166
Anexo 02	Indicadores e <i>Benchmark</i> de Mercado	168
Apêndice 01	Fundos Participantes da Amostra – Séries de Retornos Reais	170
Apêndice 02	Resultado do Teste Dickey-Fuller – Equação (27)	172
Apêndice 03	Resultado do Teste Dickey-Fuller – Equação (28)	173
Apêndice 04	Resultado do Teste Dickey-Fuller – Equação (29)	174
Apêndice 05	Resultado do Teste Phillips-Perron – Equação (28)	175
Apêndice 06	Resultado do Teste Phillips-Perron – Equação (29)	176
Apêndice 07	Resultado do Teste Jarque-Bera	177
Apêndice 08	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Sharpe 12 meses	178
Apêndice 09	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Sharpe 24 meses	181
Apêndice 10	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Sharpe 36 meses	184
Apêndice 11	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Treynor 12 meses	187
Apêndice 12	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Treynor 24 meses	190
Apêndice 13	Fundos Participantes da Amostra – Índice de Treynor 36 meses	193
Apêndice 14	Fundos Participantes da Amostra – Alfa de Jensen 12-36 meses	196

## LISTA DE ABREVIATURAS

Abreviatura	Descrição
ANBID	Associação Nacional dos Bancos de Investimento
APT	Arbitrage Pricing Theory (Teoria de Apreçamento por Arbitragem)
BACEN	Banco Central do Brasil
BIB	Banco de Investimentos do Brasil
CAPM	Capital Asset Pricing Model (Modelo de Apreçamento de Ativos de Capital)
CDI	Certificado de Depósito Interbancário
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
CPR	Cross-Product Ratio (índice de produto cruzado)
DF	Dickey-Fuller (Teste Econométrico de Raiz Unitária)
FAC	Fundo de Aplicação em Cotas
FAF	Fundo de Aplicação Financeira
FIF	Fundo de Investimento Financeiro
IBEC	International Basic Economic Corporation
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
ICI	Investment Company Institute
IOF	Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguros ou Relativas a Títulos e Valores Mobiliários
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo (divulgado pelo IBGE)
IPEA	Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada
IRF	Índice de Renda Fixa – Ibmecc/Valor Econômico
JB	Jarque-Bera (Teste Econométrico de Normalidade)
LTCM	Long Term Capital Management

MIT	Massachusetts Investors Trust
PP	Phillips-Perron (Teste Econométrico de Raiz Unitária)
SELIC	Taxa Básica de Juros da Economia Brasileira
NAV	Net Asset Value (Valor do Patrimônio Líquido)
SAFRA	Banco Safra S.A.
S&P	Standard & Poor's Index (Índice Standard & Poor)
SRF	Secretaria da Receita Federal
UNIBANCO	União de Bancos Brasileiros

## **1. INTRODUÇÃO**

O presente capítulo aborda a questão central, os objetivos, a relevância e a motivação que conduziram o desenvolvimento do presente estudo.

### **1.1. – Definição do Problema**

A partir de séries históricas de retornos, apoiados em referenciais teóricos e em metodologias já consagradas, formularemos e realizaremos a avaliação de performance de fundos de investimentos e, concluída essa etapa, verificaremos se tal desempenho persiste nos períodos subseqüentes da amostra analisada.

### **1.2. – Objetivos**

Como objetivo central, o estudo buscará avaliar persistência de performance em fundos brasileiros de renda fixa de gestão ativa, no período que se estende de maio/2001 até abril/2007.

Propõe-se, ainda:

- a) agregar-se aos recentes trabalhos na área de avaliação de performance de fundos de renda fixa, como forma de expandir o desenvolvimento do tema;
- b) possibilitar que gestores, investidores e demais interessados pela temática compartilhem a práxis dos métodos estatísticos disponíveis para suporte à gestão de fundos de renda fixa;
- c) contextualizar o leitor sobre a importância da indústria de fundos de investimentos;

### 1.3. – Relevância

O advento do Plano Real atrelado a medidas para contenção dos níveis de inflação propiciaram à economia brasileira cenário favorável de estabilidade. Nesse contexto, a demanda por fundos de investimentos, tanto os de renda variável quanto os de renda fixa, foi crescente.

A bolsa de valores e os fundos de ações brasileiros estavam em seu apogeu. Em outubro de 1997, com a crise asiática, a bolsa não somente se desvalorizou como vivenciou um período de fuga de capitais.

Em contrapartida a esse movimento, o mercado experimentou alta na taxa de juros, o que, de certa forma, atenuou a fuga de capitais do país. Após o episódio na Ásia, os anos subsequentes foram também marcados por crises econômicas. Em setembro de 1998, o mercado sentiu os reflexos da crise russa, e em janeiro de 1999 o Brasil enfrentava a desvalorização da moeda nacional. Apesar de intensidades diferenciadas, os efeitos dessas crises foram muito semelhantes.

Todavia, a estabilização econômica, a regulação do mercado de fundos de investimentos, a alta da taxa de juros atrelada à desvalorização, à época, da bolsa de valores contribuíram fortemente para a expansão da indústria de fundos no Brasil.

O volume de recursos administrado pelos fundos tem crescido regularmente. Esse crescimento, seguido do dinamismo da indústria e o do alongamento dos prazos dos investimentos, conferem maior liquidez aos investimentos, tornando-os mais atrativos.

Ademais, a percepção de risco associada a investimentos em renda variável atrelada às altas taxas de juros, abriram caminho aos investimentos em renda fixa, mormente os fundos dessa natureza. Essa variabilidade, traduzida em menor risco, está associada às características dos papéis que compõem a carteira de renda fixa e dos emissores. No caso brasileiro, esses papéis são representados por títulos privados e, na sua maioria, por títulos públicos do governo federal. O risco associados a esses últimos títulos, em geral, são o de inadimplimento e oscilações das taxas de juros.

Atualmente, o Brasil vive um outro ciclo em que as taxas de juros são declinantes e, por razões conjunturais, a bolsa brasileira vem apresentando desempenho expressivo, fato que sugeriria o movimento inverso observado em períodos anteriores. No entanto, os investimentos em renda fixa, aí incluídos os fundos de investimentos dessa natureza, continuam a desempenhar importante papel para o processo de diversificação, que visa a buscar a melhor relação retorno/risco que satisfaça os níveis de utilidade de cada investidor.

Dá a relevância de se mensurar o desempenho dos fundos e de se verificar se, no tempo, esse desempenho não só é persistente, mas satisfaz a expectativa dos investidores, sobretudo quando, no contexto do presente estudo, os fundos de renda fixa detinham sob administração mais de R\$361 bilhões em patrimônio líquido, fatia que representava em julho de 2007 pouco mais de 35% do patrimônio líquido total dos fundos.

#### 1.4. – Motivação

Os fundos de investimentos no mundo possuíam sob gestão no final do 1.º trimestre/2007 mais de US\$22.72 trilhões, cerca de R\$45,44 trilhões. Esse montante encontra-se distribuído em mais de 62 mil fundos. Esses fundos são agrupados em *ações*, *bônus*, *debêntures*, *mistos* e



*outros*. Segundo o ICI Investment Company Institute, 48% dos ativos líquidos (US\$10.961 trilhões) dos fundos estão alocados em ações contra 18% em renda fixa (US\$4.015 trilhões) e debêntures (US\$4.045 trilhões), respectivamente. Os outros dois segmentos respondem juntos por 16% do patrimônio (US\$3.699 trilhões).

No continente americano, o Brasil ocupa a terceira posição em termos de ativos líquidos alocados em fundos de investimento. O país fica atrás dos Estados Unidos, que ocupa a primeira posição e do Canadá, que vem em segundo lugar. Isto é o que demonstra os dados divulgados pelo ICI, relativos ao 1.º Trimestre/2007.

Dados divulgados pelo IBGE apontam que o PIB brasileiro no ano 2006 foi de mais de R\$2,32 trilhões. Ao final desse exercício, o patrimônio líquido dos fundos brasileiros era de quase R\$914 bilhões. Comparativamente, os fundos representavam cerca de 40% do PIB, fato que ressalta a grandeza desses veículos de investimento.

No Brasil, no final de julho/2007, a indústria acumulou patrimônio líquido de mais R\$1,051 trilhão. Segundo as estatísticas da ANBID, os fundos de renda fixa detêm a maior participação em termos de alocação de recursos, respondendo por mais R\$361 bilhões (+35%) do patrimônio líquido total. Dentre os demais fundos, os de maior expressão são: multimercados, com mais de R\$255 bilhões, os referenciados DI que detêm patrimônio acima de R\$165 bilhões e o fundo de ações, que tem recursos alocados de mais de R\$113 bilhões. Os outros fundos juntos somam cerca de R\$157 bilhões.

Por fim, as bases de nossa motivação consistem em demonstrar a relevância que a análise de desempenho e o estudo da persistência de performance possuem para os contextos econômico-financeiro e acadêmico, seja na instrumentalização do investidor e/ou gestor ou,

ainda, na disseminação de fundamentação teórica, cuja produção na área de fundos de renda fixa mostra-se, ainda, pouco difundida.

#### 1.5. – Delimitação do Estudo

A proposta é analisar o desempenho e eventual persistência de performance em fundos de renda fixa brasileiros não referenciados e, portanto, de gestão ativa. Como se verá adiante, dadas as particularidades da amostra, o estudo sofre do viés de sobrevivência.

## 2. FUNDOS DE INVESTIMENTOS

Neste capítulo são apresentadas informações gerais sobre os fundos de investimentos. Estão contemplados tópicos conceituais, perspectiva histórica nacional e internacional, principalmente dos Estados Unidos, números que caracterizam a indústria no Brasil e no exterior, aspectos da organização doméstica dos fundos de investimentos em conformidade com os órgãos reguladores internos, inclusive no que tange à tributação de tais fundos no Brasil.

### 2.1. – Abordagem Conceitual

Fundo mútuo de investimento é uma instituição financeira não-depositária e, portanto, um intermediador financeiro, que para o desempenho de suas atividades conta com o suporte de provedores externos de serviços, dentre os quais: (1) consultores de investimentos, (2) gestores, (3) agentes de custódia, (4) outros intermediadores financeiros, (5) principal *underwriter*<sup>1</sup>, além de (6) auditores e assessores jurídicos. Para manter sua estrutura de gestão, os fundos cobram uma taxa de administração normalmente calculada sobre a base de ativos (Haslem, 2003).

Em Scholtens e Wensveen (2003) encontramos que a *raison d'être* do intermediador financeiro é a gestão e absorção do risco. Ressaltam, ainda, que a intermediação financeira tem como função a redução dos custos transacionais e da assimetria de informação. Argumento que, aliás, se opõe à visão neoclássica de mercado perfeito. Assim, a remuneração aludida por Haslem (2003) parece conformar-se à expectativa de Scholtens e Wensveen (2003), que consideram-na compatível com os serviços de conciliação de interesses entre

---

<sup>1</sup> Banco de Investimentos que adquire uma nova emissão de uma companhia.

poupadores e investidores realizados pelos intermediadores financeiros e, portanto, decorrente da imperfeição do mercado.

No entanto, em se tratando de fundos de renda fixa no Brasil, as considerações de Scholtens e Wensveen (2003) sobre o papel do intermediador financeiro, mormente às questões relativas à assimetria de informação, parecem ser pouco relevantes uma vez que os fundos brasileiros têm grande concentração em títulos do governo brasileiro.

Caso fossem válidas para o mercado brasileiro as ponderações de Scholtens e Wensveen (2003), um fundo mútuo de investimento poderia ser definido como uma instituição financeira não-depositária que, além de estrutura própria de gestão, conta com o suporte de provedores externos de serviços para maximizar seu desempenho. Como intermediador financeiro, busca conciliar os interesses de seus participantes, gerindo e absorvendo risco, minimizando custos e assimetria de informação, de forma a otimizar retorno dos investimentos que administra, razão pela qual faz jus a certa remuneração.

Contudo, para a ANBID, um fundo mútuo compara-se, por analogia, a um condomínio, do qual investidores adquirem cotas-parte, cujos recursos se reverterem à obtenção de ganhos decorrentes da gestão financeira de portfólios de investimentos. Nesse contexto, a cotização traduz-se como mero mecanismo econômico para otimização do *trade-off* custo versus retorno, além de minimizar os efeitos da assimetria de informação, dada a gestão profissionalizada dos fundos.

## 2.2. – Perspectiva Histórica

### 2.2.1. – A Indústria de Fundos Norte-Americana

Os fundos investimentos surgem na Europa do Século XIX (Gremillion, 2005). Segundo a ANBID, o primeiro fundo teria sido formado na Bélgica. Gremillion (2005), no entanto, cogita que o *The Foreign and Colonial Government Trust*, formado na Inglaterra em 1868, possa ter sido o primeiro. Esse autor registra, ainda, a existência do *Scottish American Investment Trust*, criado em 1873, com semelhante propósito de realizar investimentos nos Estados Unidos. Os primeiros consórcios de investimentos (*trust*) americanos surgiram nos anos de 1889 (*The New York Stock Trust*), 1893 (*Boston Personal Properties*) e em 1904 (*The Railway and Light Securities Company*). Tais consórcios assemelham-se aos fundos fechados.

O primeiro fundo aberto a ser oferecido ao público desde sua inauguração foi o *Massachusetts Investors Trust* (MIT), fundado em 1924, cujo portfólio constituía-se exclusivamente de ações. Em julho de 1924, pouco depois da inauguração do MIT, foi aberto ao público o fundo de ações *State Street Research Investment Trust*. No ano de 1928, foi fundado o *Fidelity Investment Trust*, hoje *The Pioneer Fund*. Todos esses são fundos que participam da indústria americana desde o princípio e que sobreviveram a grande depressão (Gremillion, 2005).

Atualmente, são conhecidos nos Estados Unidos os seguintes tipos de fundos e/ou veículos de investimentos:

- (i) **fundos abertos:** está (quase sempre) disponível para vender/redimir cotas, por preço que depende do valor presente atual do patrimônio do fundo (NAV);

- (ii) **fundos fechados:** não compram nem redimem cotas. Ao contrário, angariam fundos via emissão de cotas que são negociadas no mercado secundário. O preço é regulado por esse mercado. Esses fundos pagam juros ou dividendos, líquidos de despesas. Foram bem populares no início dos séculos XIX e XX;
- (iii) **unidades de investimentos *trust*:** assemelham-se aos fundos mútuos, mas com portfólio de títulos fixado no início da operação e possuem gestão passiva;
- (iv) **anuidades variáveis:** compreendem os contratos negociados por seguradoras, mas que são lastreados por fundos de investimentos; e
- (v) **fundos de hedge:** são fundos privados vinculados por contratos entre os investidores e os patrocinadores dos fundos. Difere dos demais fundos, por destinar-se a grandes e sofisticados investidores. Geralmente utilizam estratégias agressivas tais como *short-selling, alavancagem, swaps, arbitragem e derivativos*.

### 2.2.2. – A Indústria de Fundos Brasileira

No Brasil, o primeiro fundo de investimento iniciou suas operações com o público em 18.01.1957. O Crescinco, como denominado o fundo, decorreu de iniciativa do grupo Rockefeller, por meio do IBEC. A percepção, à época, era de que os fundos propiciariam à classe média brasileira acesso ao mercado de capitais, tal qual ocorrera nos Estados Unidos a partir de 1924. (Gradilone, 2007).

Em 1967, o Crescinco foi absorvido pelo BIB na incorporação do IBEC. Supõe-se que esse fundo hoje pertença ao UNIBANCO, sob a designação Unibanco Blue.

Entre os anos de 1950 e 1960, o mercado de capitais brasileiro era insipiente, com poucas empresas e baixa liquidez. Além disso, a população não dispunha de recursos para

investimentos. Fez-se necessário, então, que o governo interviesse para manter o funcionamento desse mercado. Isto ocorreu no governo militar de Castello Branco que, em fevereiro de 1967, baixou o Decreto-Lei 157, com objetivo de fomentar o mercado acionário através da concessão de benefícios fiscais.

Esses benefícios consistiam em utilizar 5% (pessoas jurídicas) ou 10% (pessoa física) do imposto sobre a renda e canalizá-los para os então chamados Fundos 157. O Decreto-Lei 157 foi revogado em 1980. Ainda, segundo Gradilone (2007), os Fundos 157 é um misto de deficiências e de glórias, pois, acima de tudo, foi capaz de manter viva a indústria de fundos brasileira após o *crash* da bolsa em 1971.

Vinte anos após, em janeiro/1991, o Plano Collor 2 extingue as operações de *overnight* e institui o FAF, com liquidez diária, cujas carteiras eram formadas por títulos públicos. Esses fundos, que atraíram grandes números de investidores para a renda fixa, quase dobraram seu patrimônio entre dezembro/1990 e dezembro/1991.

Os anos de 1994 a 1999 foram de intensas transformações econômicas. No Brasil, implanta-se em 01.07.1994 o Plano Real. Dentre as importantes medidas para contenção do surto inflacionário, esse plano promove mudanças no padrão monetário, eleva expressivamente a taxa de juros básicos da economia e interrompe fluxo de compra de moeda norte-americana pelo BACEN (Gladilone, 2007).

Externamente, a crise asiática iniciada em julho/1997, assume proporções tais que impactam o Brasil que, para conter a saída de investidores estrangeiros, desfaz-se de considerável montante de suas reservas cambiais (lastreadas em dólares norte-americanos) e implementa

programa de austeridade fiscal. Um ano mais tarde, o mercado testemunha a crise russa (agosto/1998) e, também no mesmo período, a quebra da LTCM, gestora de recursos de terceiros norte-americano.

O ano 1999 foi traumático para o Brasil. O efeito das crises externas, a redução de investimentos estrangeiros em países emergentes, como o Brasil, a situação de *default* da Argentina, a desvalorização do real, provocaram a diminuição contínua das reservas cambiais, o desabamento da bolsa, além de elevar a percepção do risco-país.

O último grande sobressalto para a indústria de fundos seria a marcação a mercado<sup>2</sup>. O efeito dessa medida e de outras medidas do BACEN fizeram com que o patrimônio dos fundos caísse dos R\$556 bilhões (2001) para valores próximos dos R\$440 bilhões em 2002. Gladilone (2007) ressalta, ainda, que vencida a inflação, ultrapassadas as crises econômicas, a sobrevivência ante o real desvalorizado e o fenômeno da marcação a mercado, resta como desafio à indústria de fundos a manutenção do bom desempenho frente aos juros declinantes da economia.

A despeito das crises e dos diversos fatores que impactaram a economia brasileira no período de 1994-maio/2007, a indústria de fundos no Brasil tem mantido sua trajetória de crescimento, expressa pela expansão do patrimônio líquido dos fundos.

---

<sup>2</sup> marcação a mercado: permite conhecer o valor atual real de fluxos futuros que compõem uma carteira, na hipótese de realização dos ativos. O valor a mercado de um ativo com prazo de vencimento finito é encontrado trazendo-se a valor presente o valor de vencimento deste através de um fator de desconto (correspondente à data de vencimento do ativo) obtido da curva de juros (BANCO SAFRA).



### 2.3. – Importância da Indústria Mundial de Fundos

A tabela a seguir demonstra a evolução do patrimonial dos fundos de investimentos por geozona, no período que se estende de 1999 até o ano de 2006.

Tabela 01 – Patrimônio Líquido por Geozona

Ano	US\$ milhões				
	Mundo	Américas	Europa	Ásia e Pacífico	África
1999	11.762.346	7.264.471	3.203.402	1.276.238	18.235
2000	11.871.028	7.424.112	3.296.016	1.133.979	16.921
2001	11.654.868	7.433.106	3.167.965	1.039.236	14.561
2002	11.324.128	6.776.289	3.462.999	1.063.857	20.983
2003	14.048.308	7.969.541	4.682.836	1.361.471	34.460
2004	16.164.795	8.792.450	5.640.452	1.677.887	54.006
2005	17.771.024	9.763.921	6.002.258	1.939.251	65.594
2006	21.764.911	11.486.171	7.744.202	2.456.512	78.026

Fonte: ICI Fact Book, 2007, inclui o Brasil.

Ao longo do período (1999-2006), as Américas, inclusive o Brasil, mantiveram a liderança na gestão de recursos, com participação média de 58,34% dos ativos líquidos. Nesse período, a média global de patrimônio líquido dos fundos foi de aproximadamente US\$14.55 trilhões. Desse montante, a Europa respondeu com 31,29%, enquanto as demais regiões participaram juntas com cerca de 10,36%.

A análise ano-a-ano demonstra que a expansão média do patrimônio líquido global foi de 9,69%. Observa-se um ligeiro decréscimo entre 1999 e 2002, provavelmente em decorrência das crises econômicas verificadas em algumas geozonas, acompanhada de um crescimento razoável em 2003 (24,06%). Nos três anos subsequentes, o crescimento médio do patrimônio líquido global foi de 15,83%, quando atinge o montante de US\$21,76 trilhões.

Isoladamente, isto é, observando a evolução de cada geozona, observou-se que a África destacou-se em termos de expansão patrimonial, registrando crescimento médio da ordem de 26,33%. Embora não tanto expressiva em termos de volume monetário, essa participação pode denotar que o mercado africano começa a dar importância aos fundos como forma de alavanca para o desenvolvimento sócio-econômico da região. Gestora do segundo maior volume de investimentos, a Europa apresentou crescimento da ordem de 14,20%, em termos médios. Ásia e Pacífico responderam por 10,90% de crescimento médio, ao passo que as Américas expandiram seu patrimônio cerca de 7,16%.

### 2.3.1. – Participação Global em 2006

Enquanto a tabela anterior demonstrou a evolução patrimonial dos fundos ao longo do período 1999-2006, segmentada por região geográfica, a tabela a seguir focaliza o exercício de 2006, além demonstrar a participação de cada região em termos do número de fundos administrados:

Tabela 02 – Participação Global

Geozona	Patrimônio Líquido <sub>[b,c]</sub>	N.º Fundos <sub>[d]</sub>	% PL*	% N.º Fds.
Américas <sub>[a]</sub>	11.486.171	14.477	52,77	23,54
Europa	7.744.202	32.800	35,58	53,33
Ásia e Pacífico	2.456.512	13.479	11,29	21,91
África	78.026	750	0,36	1,22
<b>Total</b>	<b>21.764.911</b>	<b>61.506</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Fonte: ICI Fact Book, 2007 (\*) PL: Patrimônio Líquido.

Notas: [a] dados incluem o Brasil, [b] patrimônio líquido expresso em US\$ milhões, [c] patrimônio consolidado no final do ano de 2006, segundo a ICI, e [d] n.º de fundos consolidados pela ICI ao final de 2006.

Como era de se esperar, a participação de cada região no *pool* de recursos administrados não diverge tanto da média observada na análise realizada anteriormente. Contudo, é possível observar que os fundos nas Américas concentram grandes somas de recursos, nada obstante participarem com apenas 23,54% do número total de fundos.

A Europa, no entanto, por contar com mais de 53% do total de fundos parece possuir maior distribuição de recursos. É possível que esse número expressivo de fundos também esteja associado ao fato histórico de o continente ter aberto as portas a essa modalidade de investimentos, muito antes dos demais.

Por fim, a Ásia, Pacífico e África respondem juntos por pouco mais 23% do total de fundos, nada obstante serem responsáveis por apenas 0,36% do patrimônio líquido global verificado no ano de 2006.

### 2.3.2. – Posição do Brasil no Contexto das Américas no ano de 2006

Esta tabela visa demonstrar o posicionamento do Brasil no contexto das Américas. Contém informações sobre patrimônio líquido, participação percentual, número de fundos sob administração, ranqueamento em função do patrimônio administrado, número de fundos e volume de recursos por fundo.

A apuração refere-se ao ano de 2006.

Tabela 03 – Posição do Brasil no contexto das Américas

País	Patrimônio Líquido <sub>[a,b]</sub> (A)	%	Posição	N.º Fdos <sub>[c]</sub> (B)	%	Posição	Relação (A/B) <sub>[d]</sub>	Posição
<b>Brasil</b>	<b>418.771</b>	<b>3,65</b>	<b>3</b>	<b>2.907</b>	<b>20,08</b>	<b>2</b>	<b>144,06</b>	<b>3</b>
Argentina	6.153	0,05	6	223	1,54	6	27,59	5
Canadá	566.298	4,93	2	1.764	12,18	3	321,03	2
Chile	17.700	0,15	5	926	6,40	4	19,11	6
Costa Rica	1.018	0,01	7	100	0,69	7	10,18	7
Estados Unidos	10.413.617	90,66	1	8.120	56,09	1	1.282,47	1
México	62.614	0,55	4	437	3,02	5	143,28	4
<b>Subtotal</b>	<b>11.067.400</b>	<b>96,35</b>		<b>11.570</b>	<b>79,92</b>		<b>956,56</b>	
<b>Total</b>	<b>11.486.171</b>	<b>100,00</b>		<b>14.477</b>	<b>100,00</b>		<b>793,41</b>	

Fonte: ICI Fact Book, 2007.

Notas: [a] patrimônio líquido em US\$ milhões, [b] posição consolidada pela ICI ao final do ano de 2006, [c] números consolidados pela ICI ao final de 2006, e [d] relação meramente ilustrativa (valor em US\$ milhões).

Em termos patrimoniais, o Brasil ocupa a terceira posição, ficando atrás dos Estados Unidos e Canadá. Em relação aos demais países, o Brasil assume posição de liderança. Em número de fundos, o Brasil é o segundo maior, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, que possui quase o triplo de fundos. Quanto à distribuição patrimônio líquido por número de fundos, os Estados Unidos figura em primeiro lugar seguido do Canadá e, na terceira posição, o Brasil.

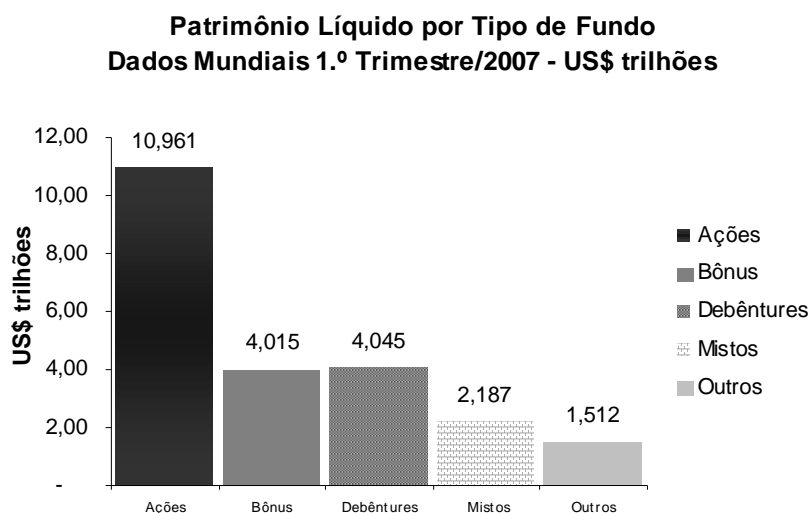
Os números demonstram a projeção do Brasil em termos de gestão de fundos, sobretudo quando comparado aos demais países da América latina, região em que assume a liderança de mercado. Estes fatos denotam não apenas o fortalecimento da economia, mas também a relevância da indústria de fundos brasileira.

### 2.3.3. – Fatos Recentes

#### 2.3.3.1. – Estatísticas globais

Dados do ICI mostram que o patrimônio global dos fundos de investimento apresentou crescimento de 4,6% no primeiro trimestre/2007, quando atingiu o montante de US\$22.72 trilhões, cerca de R\$45,44 trilhões.

Figura 1 – Patrimônio Líquido por Tipo de Fundo – Dados Mundiais – 1.º Trimestre/2007 – US\$ trilhões



Fonte: ICI Fact Book, 2007.

Observa-se que os fundos de ações lideram em volume de patrimônio líquido (48%), acompanhados dos fundos de renda fixa, que juntamente, com os de debêntures, participam cada um com 18% do total de recursos. Na seqüência estão os fundos mistos, que respondem por 10% do patrimônio líquido e, por fim, os demais fundos não categorizados que participam com 6% de todo o montante envolvido.

Segundo o ICI, ao término do período jan-mar/2007 a indústria era representada por 62.522 fundos de investimentos.

A tabela abaixo demonstra a distribuição desses fundos por tipo, número e participação percentual no total.

Tabela 04 – Representatividade dos Fundos

<b>Tipo de Fundo</b>	<b>N.º Fundos*</b>	<b>Participação no Total</b>
Ações	25.634	41%
Bônus	13.755	22%
Debêntures	3.126	5%
Mistos	13.130	21%
Outros	6.877	11%
<b>Total</b>	<b>62.522</b>	<b>100%</b>

**Fonte:** ICI Fact Book, 2007. (\*) Total multiplicado pela participação % divulgada pelo ICI.

Como se observa, os fundos de ações respondem por 41% do total de fundos, posição que corrobora sua liderança também na alocação de recursos. A representatividade dos fundos de renda fixa (22%) confirma, de certa forma, a segunda posição que detém no *ranking* de recursos alocados.

Fato curioso é que, nada obstante disputar a segunda posição com os fundos de renda fixa, os de debêntures não são tão expressivos em quantidade de fundos. Parece, no entanto, haver certa concentração de recursos alocada nesse tipo de ativo. Por fim, apesar de participarem com apenas 16% do patrimônio líquido, os fundos mistos e aqueles não categorizados respondem juntos por 32% do número total de fundos, denotando uma certa diluição na alocação de recursos.

## 2.4. – O Mercado Brasileiro de Fundos Mútuos de Investimentos

### 2.4.1. – Marco Regulatório Brasileiro

No Brasil, a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação de informações dos fundos de investimentos são regulados pela Instrução CVM n.º 409, de 18.08.2004, com as alterações introduzidas pelas Instruções CVM n.ºs 411/2004, 413/2004, 450/2007 e 456/2007.

Quanto à composição da carteira, os fundos são classificados em:

Tabela 05 – Classificação e Característica dos Fundos de Investimentos

Classificação	Características
Fundo Referenciado	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>identificação:</b> deverá conter denominação do indicador de desempenho.</li><li>• <b>composição patrimonial:</b> mínimo de 80%, isolado ou cumulativo, de títulos do Tesouro Nacional ou do BACEN e/ou títulos e valores mobiliários de baixo risco de crédito, segundo avaliação feita por agência de classificação de risco no País.</li><li>• <b>indicador de desempenho (<i>benchmark</i>):</b> <math>\geq 95\%</math> do indicador escolhido.</li><li>• <b>utilização de derivativos:</b> proteger posições detidas à vista, até o limite dessas.</li><li>• <b>taxa de performance:</b> vedada a cobrança, exceto se o fundo destinar-se a investidor qualificado.</li></ul>
Fundo de Renda Fixa	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>principal fator de risco:</b> variação da taxa de juros doméstica ou índice de preços, ou ambos.</li><li>• <b>composição patrimonial:</b> <math>\geq 80\%</math> em ativos relacionados diretamente, ou sintetizados via derivativos, ao fator de risco que dá nome à classe.</li><li>• <b>taxa de performance:</b> vedada a cobrança, exceto para fundo destinado a investidor qualificado.</li></ul>
Fundo Cambial	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>principal fator de risco:</b> variação de preços de moeda estrangeira ou variação do cupom cambial.</li><li>• <b>composição patrimonial:</b> <math>\geq 80\%</math> em ativos relacionados diretamente, ou sintetizados via derivativos, ao fator de risco que dá nome à classe.</li></ul>
Fundo de Ações	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>principal fator de risco:</b> variação de preços de ações negociadas no mercado à vista de bolsa de valores ou mercado de balcão organizado.</li><li>• <b>composição patrimonial:</b> <math>\geq 67\%</math> em ações, bônus, recibos de subscrição, certificados de depósitos de ações, cotas de fundos de ações e cotas de fundos de índices de ações negociados em bolsas de valores ou mercado de balcão organizado e Brazilian Depository Receipts níveis I e II. O que exceder pode ser aplicado em qualquer modalidade de ativo, observados os limites de concentração.</li></ul>

continua...

continuação da Tabela 05 – Classificação e Característica dos Fundos de Investimentos

Fundo de Dívida Externa	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>composição patrimonial:</b> <math>\geq 80\%</math> em títulos representativos da dívida externa da União e até 20% em outros títulos transacionados no mercado internacional.</li><li>• <b>custódia:</b> deverá ser confiada à entidade local credenciada.</li><li>• <b>utilização de derivativos:</b> até 10% do patrimônio líquido para fins de hedge no exterior e de até 10% para fins de hedge no País, se atendido o limite da composição patrimonial.</li><li>• <b>aplicação no País:</b> vedada a manutenção ou aplicação de recursos captados, exceto se prevista na legislação.</li></ul>
Fundo Multimercado	<ul style="list-style-type: none"><li>• <b>fator de risco:</b> deve prever os diversos fatores, sem compromisso de concentração num dado fator ou em fatores das demais classes.</li><li>• <b>aplicação no exterior:</b> <math>\leq 20\%</math> do patrimônio líquido.</li></ul>

Fonte: Instrução CVM n.º 409/2004.

Ressalte-se que se os fundos “Referenciado”, “Renda Fixa”, “Cambial”, “Dívida Externa” e “Multimercado” tiverem prazo médio de suas carteiras superior a 365 dias e sua composição contemplar títulos privados ou públicos, pré-fixados ou indexados à SELIC, a índices de preços, à variação cambial ou, ainda, por operações compromissadas lastreadas em títulos públicos federais, tais fundos poderão ser classificados como de “Longo Prazo” (Cavalcante et al., 2005).

Por outro lado, os fundos de curto prazo são aqueles cujos recursos devem ser aplicados, obrigatoriamente, em títulos públicos federais, títulos privados pré-fixados ou indexados à SELIC, a outra taxa de juros ou a índices de preços, pelo prazo máximo de 375 dias. Observando-se, ainda, que o prazo médio da carteira deve girar em torno de 60 dias. Para esses fundos, a utilização de derivativos somente é permitida para proteção da carteira e realização de operações compromissadas com lastro em títulos públicos federais (Instrução CVM n.º 409/2004).



#### 2.4.2. – Classificação dos Fundos de Investimento segundo a ANBID

A tabela a seguir descreve, de maneira sucinta, a classificação dos fundos de investimentos segundo a ANBID. Os dados estão dispostos em “Classe”, “Subclasse” e “Fatores de Risco”.

Tabela 06 – Classificação dos Fundos de Investimento ANBID

Classe	Subclasse	Fatores de Risco
<b>Curto Prazo</b>	-	DI/SELIC
<b>Referenciados</b>	DI	Indexadores de Referência
	Dólar	
	Euro	
	Outros	
<b>Renda Fixa</b>	Renda Fixa	Pré
	Renda Fixa Crédito	Pré + Crédito
	Renda Fixa Multi-Índices	Pré + Crédito + Indexadores
	Renda Fixa Alavancados	Pré + Crédito + Indexadores + Alavancagem
<b>Balaceados</b>	-	Diversas Classes de Ativos
<b>Multimercados</b>	Sem Renda Variável e Sem Alavancagem	Diversas Classes de Ativos, exceto bolsa
	Sem Renda Variável e Com Alavancagem	Diversas Classes de Ativos, exceto bolsa + Alavancagem
	Com Renda Variável e Sem Alavancagem	Diversas Classes de Ativos
	Com Renda Variável e Com Alavancagem	Diversas Classes de Ativos + Alavancagem
<b>Capital Protegido</b>	-	-
<b>Investimento no Exterior</b>	-	Títulos da Dívida Externa
<b>Ações Indexados</b>	IBOVESPA	Indexador de Referência
	IBX	
<b>Ações Ativos</b>	IBOVESPA sem Alavancagem	Indexador de Referência
	IBOVESPA com Alavancagem	Indexador de Referência + Alavancagem
	IBX sem Alavancagem	Indexador de Referência
	IBX com Alavancagem	Indexador de Referência + Alavancagem
	IBA	Indexador de Referência, não admite Alavancagem
<b>Ações Setoriais</b>	Telecomunicações	Exposição Setorial
	Energia	
<b>Ações Outros</b>	Sem Alavancagem	-
	Com Alavancagem	
<b>Ações Fechados</b>	-	-
<b>Investimento Imobiliário</b>	-	-
<b>Privatização/FGTS</b>	Petrobrás	Petrobrás
	Petrobrás – Recursos Próprios	
	Cia. Vale do Rio Doce (CVRD) – FGTS	CVRD
	CVRD – Recursos Próprios	
	CVRD – Migração	
	FGTS – Carteira Livre	-

Fonte: Cavalcante et al. (2005).

### 2.4.3. – Tributação

#### 2.4.3.1. – Imposto sobre a Renda

Os ganhos auferidos por quotistas de fundos de renda fixa ou fundo de ações são tributados sofrem retenção do imposto de renda na fonte, em conformidade com as especificações constantes dos quadros adiante apresentados.

#### I – Fundos de Renda Fixa

Para fins do imposto de renda retido na fonte, as aplicações de renda fixa têm seus rendimentos tributados, a partir de 01.01.2005, às alíquotas constantes do quadro a seguir:

Tabela 07 – Tributação dos Rendimentos dos Fundos de Renda Fixa

(n.º de dias)		Alíquota – Aplicações*	
De	Até	Longo Prazo	Curto Prazo
-	180	22,5%	22,5%
181	360	22,0%	
361	720	17,5%	20,0%
720	indeterminado	15,0%	

Fonte: Receita Federal – (\*) a partir de 01.01.2005.

A legislação aplicável<sup>3</sup> ainda estabelece que os rendimentos auferidos:

- a) no resgate de quotas de fundos de renda fixa de longo prazo têm incidência do imposto de renda na fonte à alíquota de 20%.
- b) até 31.12.2004, para resgates ocorridos em 2005, sofrem tributação de 20% na fonte.

<sup>3</sup> Lei n.º 9.532, de 10.12.1997, art. 35; Instrução Normativa SRF n.º 25, de 06.10.2001, art. 17; Lei n.º 11.033, de 21.12.2004, art. 1.º.

## II – Fundos de Ações

Os normativos legais vigentes<sup>4</sup> estabelecem que:

- a) o resgate a partir de 01.01.2005 são tributados exclusivamente na fonte à alíquota de 15%.
- b) para resgate efetuado até 31.12.2004, o eventual ganho, apurado pela diferença positiva entre o valor resgatado e o custo de aquisição da quota, era passível de tributação exclusiva na fonte à alíquota de 20%.
- c) os ganhos auferidos com aplicações realizadas até 31.12.2001, independentemente da data do resgate, são tributados à alíquota de 10%.

### 2.4.3.2. – Incidência de IOF

O IOF incide sobre o rendimento do fundo de renda fixa, na forma da Portaria n.º 264, de 30.06.1999, publicada pelo Ministério da Fazenda, em regime de tributação definitiva, para aplicações com prazo inferior a 30 (trinta) dias.

A tabela a seguir dispõe o prazo de aplicação (n.º dias) e a respectiva alíquota de IOF a incidir sobre o rendimento do fundo de investimento.

Tabela 08 – Tributação de IOF

N.º Dias	% Tribut.	N.º Dias	% Tribut.	N.º Dias	% Tribut.	N.º Dias	% Tribut.	N.º Dias	% Tribut.	N.º Dias	% Tribut.
1	96%	6	80%	11	63%	16	46%	21	30%	26	13%
2	93%	7	76%	12	60%	17	43%	22	26%	27	10%
3	90%	8	73%	13	56%	18	40%	23	23%	28	6%
4	86%	9	70%	14	53%	19	36%	24	20%	29	3%
5	83%	10	66%	15	50%	20	33%	25	16%	30	-

Fonte: Portaria n.º 264, de 30.06.1999, Ministério da Fazenda.

<sup>4</sup> Instrução Normativa SRF n.º 25, de 11.10.2001, art. 8.º; Lei n.º 11.033, de 21.10.2004, art. 1.º; Instrução Normativa SRF n.º 487, de 30.12.2004, art. 7.º e Instrução Normativa n.º 575, de 28.11.2005, art. 11.

Aplicações com prazo acima de 30 (trinta) dias ficam isentas do imposto. Incide sobre: (a) resgate de cotas de fundos de detenham posição em ações inferior a 67% do patrimônio, e (b) resgate, cessão ou repactuação de operações com títulos ou valores mobiliários antes de completar 30 (trinta) dias de aplicação (Cavalcante et al., 2005).

#### 2.4.4. – Evolução Patrimonial dos Fundos de Investimentos Brasileiros

O gráfico a seguir apresenta a evolução patrimonial dos fundos de investimentos brasileiros, no período que vai do ano de 1994 até julho/2007. A série histórica baseia-se em informações divulgadas na imprensa especializada e em dados disponibilizados pela ANBID. Cumpre ressaltar que os valores relativos ao período que se estende de dezembro/1994 até dezembro/2006 estão expressos em reais de abril/2007, corrigidos pelo IGP, conforme publicado pela fonte adiante identificada.

Figura 2 – Fundos de Investimentos Brasileiros – Evolução Patrimonial 1994-Jul/2007



**Fonte:** Revista Capital Aberto, p.32-33, e ANBID. – as informações do período que se estende de dezembro/1994 até dezembro/2006 estão expressas em reais de abril/2007, corrigidos pelo IGP.

Mesmo após a crise mexicana de 1994, verificou-se que a indústria expandiu em termos nominais mais de 17% em 1995. O melhor incremento nominal foi observado em 1996, quando o atingiu pouco mais de 71%.

A média geométrica do efeito conjunto das crises asiática (1997), russa (1998) e da desvalorização do real (1999), ainda aponta para incremento acima de 13% ao final de 1999. O pior resultado registrado pela indústria ocorre em 2002. Nesse ano o risco-país atinge recorde histórico de 2.482 pontos e o patrimônio dos fundos decresce nominalmente quase 21%.

A expectativa dos investidores ante à eleição de Luiz Inácio Lula da Silva nesse ano impactou negativamente a indústria. Em dezembro/2005, porém, mesmo ante à crise política do governo Lula, a indústria consegue avançar 35% em termos nominais comparativamente ao ano anterior, registrando seu maior crescimento após 1996. No ano de 2006, apesar de o resultado não ser tão expressivo quanto àquele observado na década anterior, o patrimônio líquido dos fundos apresenta crescimento nominal de pouco mais de 21% quando comparado a 2005 e em julho/2007 atinge a marca de R\$1,051 trilhão em patrimônio líquido.

Até esse momento, a média geométrica apurada sinaliza que os fundos administram ativos líquidos que cresceram à taxa nominal de aproximadamente 16% a.a..

#### 2.4.5. – Fundos de Investimento e Alocação Patrimonial

Esta tabela apresenta as classes de fundos típicas da indústria brasileira, categorizadas por “Patrimônio Líquido”, “Percentual de Alocação por Fundo”, “Número de Fundos” e

“Participação Percentual do Fundo”. Os dados refletem a posição da indústria no mês de julho/2007, de acordo com a ANBID.

Tabela 09 – Fundos de Investimentos e Alocação Patrimonial no Brasil

<b>Fundos</b>	<b>Patrimônio Líquido<sup>[a,b]</sup></b>	<b>% Alocação por Fundo</b>	<b>N.º Fundos</b>	<b>Particip.% no Total</b>
Curto Prazo	28.055,41	2,67%	109	1,54%
Referenciado DI	165.207,17	15,71%	484	6,83%
Renda Fixa	361.225,36	34,35%	1.056	14,90%
Multimercado	255.234,39	24,27%	3.919	55,29%
Cambial	805,99	0,08%	72	1,02%
Ações	113.734,56	10,82%	820	11,57%
Previdência	83.916,27	7,98%	336	4,74%
Privatização	21.255,99	2,02%	116	1,64%
Outros <sup>[c]</sup>	22.150,28	2,11%	176	2,48%
<b>Total</b>	<b>1.051.585,42</b>	<b>100,00%</b>	<b>7.088</b>	<b>100,00%</b>

Fonte: ANBID.

Notas: [a] patrimônio líquido expresso em R\$ milhões, [b] dados consolidados até julho/2007, e [c] inclui dados dos fundos de investimentos de direitos creditórios e de investimento no exterior, de acordo com ANBID.

Como se pôde observar anteriormente, a distribuição de patrimônio líquido dos fundos globais é fortemente concentrada nos fundos de renda variável, que absorvem 48% dos recursos. Os fundos de renda fixa e de debêntures, por sua vez, respondem cada um por 18% dos recursos alocados, enquanto que os 16% restantes ficam por conta dos “outros” fundos e dos fundos mistos.

No Brasil, contrariamente a esse modelo de alocação, a indústria de fundos possui expressiva concentração em fundos de renda fixa (34,35%), ao passo que os fundos de renda variável respondem por apenas 10,82%.

É possível que, em face da tendência de queda dos juros básicos da economia brasileira, haja uma migração de recursos dos fundos de renda fixa para o de renda variável. Ainda não se vislumbra a magnitude do movimento, mas, à vista do aquecimento do mercado acionário e

do bom desempenho da bolsa de valores ultimamente, acredita-se que a translação de recursos ocorra de forma gradual. Essa movimentação ocorreria, sobretudo, nos fundos referenciados DI, atrelado à SELIC, e que hoje participa com 15,71% do patrimônio líquido total.

Acredita-se, também, que os fundos multimercado, que atualmente administram 24,27% do patrimônio líquido total, expanda sua margem de participação por conta do atual cenário econômico. Os demais fundos podem até vir a ser influenciados pelas mudanças conjunturais, mas tendem a permanecer com alocação próxima do que detêm atualmente.

#### 2.4.6. – Riscos associados aos Fundos de Renda Fixa

A taxa de juros e risco de inadimplência são as principais fontes de riscos dos investimentos de renda fixa. Haslem (2003), ao abordar a questão para os fundos de mesma natureza, cita: (i) o risco da taxa de juros (o principal): declínio do patrimônio líquido devido ao aumento das taxas de juros; (ii) o risco de crédito: probabilidade de inadimplência, devido à baixa qualidade do crédito; (iii) risco de rentabilidade: impacto sobre a rentabilidade do fundo e sobre a distribuição de rendimentos, devido ao declínio das taxas de juros no mercado. Essa fonte é mais significativa no curto prazo, uma vez que os títulos da carteira maturam com maior frequência; (iv) risco de *call* e de pré-pagamento: risco de que os títulos da carteira sejam redimidos antes da maturidade. Isto pode ocorrer quando o emissor desejar refinanciar dívida a juros mais baixos; (v) risco de inflação: perda do poder de compra, sobretudo em função da dependência que investidores têm da distribuição de rendimentos.

#### 2.4.6.1. – Estratégia de gestão de risco em fundos de renda fixa

Purcell (1993 apud Haslem (2003)) enfatizou que os fundos empregam diversas estratégias de diversificação para minimizar perdas decorrentes de aumento da taxa de juros, dentre as quais: (1) investir em ativos menos sensíveis à taxa de juros e a *yields* elevadas, inclusive em mercados internacionais, (2) investir em títulos de maturidades não muito longas, e (3) investir em títulos de médio prazo.

Haslem (2003) ressalta que fundos de renda fixa geralmente focalizam sua estratégia no retorno total (*yield*+ganhos (perda) de capital), utilizam *duration* para limitar risco *downside* da taxa de juros e utilizam derivativos *plain vanilla*<sup>5</sup>.

Para esse autor, prever curva de juros é uma das áreas mais cruciais da gestão. Há riscos envolvidos nessa atividade e nem sempre incrementar retornos por meio da previsão de taxas de juros constitui-se tarefa fácil. Os modelos de previsão são variados. Algumas vezes os mais simples parecem mais eficientes que os complexos, sobretudo no curto prazo.

Uma das formas de se controlar o potencial de ganhos (perdas) decorrentes de flutuações da taxa de juros seria adotar estratégia focalizada na *duration* intermediária do fundo (Haslem, 2003). Sob a ótica do investidor, além desse aspecto relacionado com a *duration* do fundo, seria importante atentar também para: (a) fundos com custos/despesas mais baixos, (b) retorno total, não apenas *yield*, (c) diversificação do portfólio, e (d) diversificação do portfólio de títulos que compõem o fundo (Paluch, 1997).

---

<sup>5</sup> Termo que se refere a um instrumento derivativo relativamente simples, geralmente um *swap* ou outro derivativo que é emitido com características padronizadas. ([www.equanto.com/glossary/p.html](http://www.equanto.com/glossary/p.html)).



### 3. PERFORMANCE

Segundo Amenc e Sourd (2003), a análise de desempenho é utilizada para julgar as qualidades do gestor e mensurar o valor agregado de uma estratégia de investimento ativa comparada com a simples replicação de um índice ou *benchmark*.

Os modelos de avaliação emergem no contexto da eficiência de mercado, servindo ao mesmo tempo para testá-la e possibilitar associá-los ao *gap* entre avaliação de ativos pelo mercado e seu valor de equilíbrio. Lacuna que está relacionada ao tempo que o mercado leva para assimilar novas informações e ao seu grau de eficiência.

Teoricamente, um mercado é considerado eficiente se, a qualquer tempo, o preço dos ativos refletirem toda a informação disponível. No entanto, Fama (1970, 1991 ) propõe que a eficiência de mercado subsiste em três formas: (1) fraca, (2) semiforte, e (3) forte.

A forma fraca considera que os preços refletem informações implícitas em seqüências históricas do passado, ao passo que para a semiforte este reflexo só ocorreria quando o mercado dispusesse de todas informações relevantes do mercado. Agora, a forma de eficiência forte assegura que os preços de mercado somente refletem àquelas informações que estão publicamente disponíveis para qualquer participante desse mercado.

A formulação teórica supõe que os preços são formados racionalmente, de tal sorte que somente novas informações seriam capazes de alterá-los. Se o custo da informação for alto, espera-se que haja uma busca por informação, de forma a impactar a expectativa de lucratividade. Contudo, como enfatiza Amenc e Sourd (2003), Grossman e Stiglitz (1980)

postulam que somente se verifica eficiência nos mercados se a lucratividade adicionada pelos gestores ativos compensarem os custos administrativos.

À vista disto, os investidores atuam de duas maneiras: (1) observam os preços no mercado, ou (2) buscam por ou analisam informação. A primeira estaria mais associada à gestão passiva, ao passo que a segunda à gestão ativa. Para Grossman et al. (1980) apud Amenc e Sourd (2003), a adoção generalizada da gestão passiva poderia provocar desvalorização dos ativos, além de tornar a análise fundamentalista muito bem-sucedida. Por outro lado, a busca por informação desempenha papel importante, na medida que regula os mercados e contribui para sua eficiência. Vale dizer que quanto mais os mercados são analisados, mais eficientes eles se tornam.

- **diferentes perspectivas da avaliação de desempenho**

A análise do desempenho pode ser vista sob duas óticas distintas: (i) do investidor, e (ii) do gestor de investimentos. Segundo Feibel (2003), os investidores utilizam informações para verificar se suas metas estão sendo alcançadas, para selecionar e avaliar gestores, além de subsidiarem alocações futuras de recursos. Por seu turno, os gestores mensuram sua performance com objetivo de auxiliá-los a avaliar e controlar o processo de investimentos, além de facilitar a comunicação com seus clientes.

O processo contempla cinco etapas, assim sumarizadas: (i) cálculo do retorno, (ii) aferição da volatilidade dos retornos, (iii) avaliação da eficiência e habilidade do gestor, segundo as métricas disponíveis (Alfa de Jensen, Índice de Sharpe, etc.), (iv) análise de atribuição que,

em linhas gerais, consiste em verificar se o gestor foi capaz de agregar valor num certo período, comparando-se o retorno do fundo vis-à-vis o retorno do *benchmark*.

### 3.1. – Estudos sobre o desempenho dos fundos de investimento

#### 3.1.1. – Estudos Internacionais sobre o Desempenho de Fundos de Ações

Os estudos de Malkiel (1995) são desenvolvidos no mercado norte-americano e cobrem o período que vai de 1971-1991. Segundo o autor, sua análise contemplou a série de retornos de todos os fundos mútuos de ações existentes em cada um dos períodos, excluídos os fundos que tiveram operações encerradas no intervalo de avaliação, fato que possibilitou mensurar o viés de sobrevivência<sup>6</sup> que, segundo o autor, foi substancial. As conclusões de Malkiel (1995) são no sentido de que esses fundos apresentaram desempenho inferior ao mercado, não apenas após dedução de despesas, mas também em termos de resultados brutos. À luz do CAPM, não foi possível verificar excesso de retorno nem relação risco-retorno pressuposta por esse modelo, fato, aliás, que já havia sido detectado por Fama e French (1992). Por fim, Malkiel (1995) ressalta que seu estudo sobre fundos mútuos não oferece razão para deixar-se de acreditar que o mercado de títulos é significativamente eficiente. Um investidor ganharia mais se adquirisse um fundo de baixo custo atrelado a um índice do que selecionar um gestor ativo que aparenta ser muito bom que, além de não garantir excesso de retorno, impõe pesados custos ao investidor.

As considerações de Malkiel (1995) sobre persistência serão abordadas em tópico específico.

---

<sup>6</sup> Viés de sobrevivência é a tendência de excluir dos estudos de performance as empresas que faliram, devido ao fato de não mais existirem. Isto geralmente faz com que os resultados dos estudos fiquem altamente enviesados porque somente aquelas [empresas] que foram bem-sucedidas o suficiente para sobreviver até o final do período [é que] são incluídas. (en.wikipedia.org/Survivorship\_bias).

Wermers (2000) analisa duas amostras contendo retornos de fundos de ações norte-americanos. A primeira contendo dados trimestrais de fundos de ações existentes em qualquer período entre janeiro/1975 e dezembro/1994 (entre 241 e 1.279 fundos). A segunda amostra cobre dados entre janeiro/1962 e dezembro/1967 (1.788 fundos). Nesse trabalho, o retorno de tais fundos foi estratificado em 6 componentes, a saber: (1) seletividade, (2) *timing*, (3) estilo médio, (4) custos transacionais, (5) medida de Cahart (1997), e (6) excesso de retorno ao cotista. Concluiu-se que fundos detentores de ações superaram o *benchmark* de mercado em 1,3%, nada obstante o retorno líquido ser inferior cerca de 1%. Esses 2,3% são explicados por fundos que não contêm ações (0,7%), ao passo que os 1,6% restante relacionam-se às despesas administrativas e custos transacionais. Há indícios de que os fundos selecionam ações em volume suficiente para cobrir custos transacionais e de que fundos com alto *turnover* bateram o *benchmark* utilizado em termos de retornos líquidos. Por fim, Wermers (2000) afirma que as evidências de seu trabalho suportam o valor da gestão ativa de fundos mútuos de investimento.

Choi e Murthi (2001) estudam limitações dos modelos propostos por Sharpe (1966, 1994) e Jensen (1968) e considerações de Grinblatt e Titman (1989) sobre custos transacionais vis-à-vis retorno dos fundos, para introduzir o que denomina “métrica alternativa para avaliação de fundos mútuos”. Embora a função produção (retornos brutos) seja uma função complexa dos custos de transação, estimam que possam defini-la analisando tais custos *relativamente* aos retornos, por meio de abordagem não-paramétrica. Destacam que os fundos operam em diferentes regiões de escala de retorno<sup>7</sup> (crescente, constante, decrescente) e que, por isso, seria desejável um índice que mensurasse a contribuição do gestor *líquida* do efeito de escala.

---

<sup>7</sup> Em economia, retornos de escala descrevem a relação entre o tamanho de uma firma (ou de uma unidade de produção) e a média de seus custos por unidade no longo prazo. Tipicamente, retornos em escala são inicialmente crescentes e, à medida que o volume de produção aumenta, conseqüentemente diminuem, o que produz a curva de custo-padrão de formato “U” [descrita pela] teoria econômica. Em algumas teorias econômicas (p.ex. concorrência perfeita) há o pressuposto de retornos de escala constantes. (en.wikipedia.org>Returns\_to\_scale).

O índice proposto, baseado na Análise Envoltória de Dados (AED), técnica de estimação não-paramétrica, é uma variante do índice de Sharpe, na medida que mensura a performance não apenas por unidade de risco como também por unidade de custo. A opção pela AED se deveu ao fato de a técnica não exigir relação funcional dos dados analisados nem requerer modelos *ex ante* para as relações risco/retorno ou retorno/custo. A amostra abrangeu 731 fundos mútuos norte-americanos, distribuídos em 7 categorias, no período de 1989-1993. Os resultados empíricos apontam que todas as categorias de fundos, exceto fundos de renda fixa, tiveram escores de eficiência médios semelhantes após controle de economia de escala. Demonstrou-se, ainda, que fundos *no-load*<sup>8</sup> têm melhor desempenho do que os fundos *load*. Em sua análise, os autores não encontraram qualquer relação entre tamanho do fundo e sua performance. Observaram que 90% dos fundos de crescimento agressivo apresentaram retornos brutos médios elevados (32,69% a.a.), o que seria indício de retornos de escala vis-à-vis o elevado nível de risco. Ressaltaram que não há evidências de performance superior entre as diferentes categorias de fundos e que, por fim, fundos eficientes em termos de média-variância não são bem-sucedidos na alocação eficiente de recursos, fato que fica evidenciado pelo *turnover* e carregamentos excessivos.

Otten e Bams (2002) apresentam um panorama da indústria de fundos europeia e investigam o desempenho desses fundos. A amostra, que é controlada para o viés de sobrevivência, contempla 506 fundos dos cinco países mais importantes em termos de fundos de investimentos (França, Itália, Reino Unido, Espanha, Alemanha e Holanda). A avaliação do desempenho foi realizada com base no modelo proposto por Carhart (1997). Adicionalmente, os fundos foram submetidos à análise de persistência. De forma geral, há evidências de que os fundos europeus agregam valor, fato demonstrado pelos alfas positivos após custos

---

<sup>8</sup> Fundo mútuo que não cobra comissão de entrada dos investidores.

administrativos. Observou-se que os fundos ingleses apresentam forte persistência de desempenho. Os resultados divergem dos estudos norte-americanos, que sustentam que o baixo desempenho dos fundos equivale às despesas administrativas.

### 3.1.2. – Estudos Brasileiros sobre o Desempenho de Fundos de Ações

Ceretta e Costa Jr. (2001) investigam o desempenho de fundos de ações brasileiros, mediante a análise envoltória de dados (AED). Foram analisados 106 fundos na modalidade “carteira livre”, no período de dezembro de 1997 a novembro de 1999. Para análise, foram determinados outros atributos, além de risco e retorno, tais como custos de administração e restrições de capital. O estudo apontou sete fundos dominantes, cujos atributos não foram superados por qualquer outro fundo da amostra. Observou-se, ainda, que fundos menos eficientes tendem a apresentar dominância no curto prazo. Constatou-se que a ferramenta utilizada (AED) possibilita não apenas a tomada de decisão sobre quais fundos investir, mas também as razões pelas quais não investir em outros fundos.

Rochman e Eid Jr. (2006) investigam a questão de se é melhor investir em fundos de gestão ativa ou passiva. A amostra contempla 699 fundos brasileiros abertos, nas categorias “Ações”, “Cambiais”, “Multimercados” e “Renda Fixa”, no período de 31.01.2001 até 31.01.2006. O desempenho é mensurado utilizando-se a metodologia proposta por Jensen (1968). As conclusões foram no sentido de que a gestão ativa dos fundos de ações e de multimercados agrega valor. Fato que não se verifica com os fundos de renda fixa. Quanto aos fundos cambiais, não há evidências significativas de destruição de valor por parte dos gestores. Há evidências no sentido de que o investidor em fundos de ações e de multimercados devem procurar fundos ativos, com maiores patrimônios líquidos e, também, mais antigos. Relativamente aos fundos de renda fixa, o estudo aponta que há evidências mais difusas, com

indicações fracas da gestão ativa como destruidora de valor. No entanto, verifica-se uma correlação mais robusta em entre o tamanho e o aumento dos alfas obtidos para esses fundos.

Martins (2006) propõe medida alternativa de avaliação de desempenho dos fundos mútuos de ações com gestão ativa, denominada Índice de Sharpe Probabilístico (ISP). A formulação do índice fundamenta-se na técnica de *bootstrap* e no pilar da Lei Forte dos Grandes Números para Séries Temporais Fracamente Estacionárias. Disto decorre uma avaliação *ex-ante* do retorno ajustado ao risco. A proposta diferencia-se por considerar a distribuição empírica de probabilidade do Índice de Sharpe do fundo comparada ao mercado, captando informações de vários anos de dados financeiros. A amostra, disponibilizada pela ANBID e constituída de 392 fundos brasileiros (219 ativos e 173 extintos), cobre os anos de 1997 a 2006. Foi utilizado *backtest* por análise de regressão, a fim de se verificar o poder de previsibilidade do índice em relação ao desempenho no ano subsequente. Os resultados sinalizam que o ISP é um indicador de avaliação *ex-ante* de desempenho mais preciso do que o Índice de Sharpe tradicional, tornando-se um valioso instrumento na escolha dos fundos de ações com gestão ativa.

Castro (2007) investiga a existência de retornos anormais em 626 fundos de ações do mercado brasileiro. A amostra abrange o período de janeiro de 1996 a outubro de 2006. O estudo verificou se as estratégias de seleção de ativos foram capazes de agregar ou destruir valor e se o custo de administração influencia tais estratégias. A metodologia de análise consistiu em observar o sinal e significância da constante presente no modelo de quatro fatores proposto por Carhart (1997). Foram documentadas evidências que suportam retornos superiores antes da incidência dos custos de administração. Contudo, quando são tomados os retornos líquidos, poucos fundos apresentam resultados expressivos e há até os que performaram abaixo do *benchmark* de mercado.

### 3.1.3. – Estudos Internacionais sobre o Desempenho de Fundos de Renda Fixa

Blake et al. (1993) ressaltam que os trabalhos empíricos sobre desempenho de fundos mútuos tem envolvido fundos de ações ou fundos balanceados (ações e instrumentos de dívida). No entanto, seu trabalho abrangeria exclusivamente os fundos de títulos de dívida (renda fixa), dada a importância do segmento para a indústria de fundos. Foram utilizadas duas amostras, ambas de fundos norte-americanos. A primeira amostra constituiu-se de 46 fundos de renda fixa representativos de títulos não-municipais, enquanto a segunda era composta de todos os fundos existentes ao final de 1991 – 361 fundos, dos quais se extraiu uma subamostra de 223 fundos. O primeiro conjunto de dados cobriu um período de 10 anos (1979-1988), ao passo que o segundo abrangeu todo o período 1979-1991. Esta segunda amostra possui viés de sobrevivência. No entanto, para fundos de renda fixa o viés de sobrevivência não é tão relevante quanto o é para fundos de renda variável, uma vez que o desempenho dos fundos de renda fixa é menos variável e, conseqüentemente, não tanto suscetíveis a fusões ou dissoluções. Os autores propõem um modelo multi-índices com o qual esperam explicar a estratégia adotada por gestores de renda fixa. As conclusões apontam que os fundos de renda fixa de todas as categorias apresentaram desempenho inferior ao indexadores mais relevantes. Essa baixa performance, para a maioria dos fundos, foi aproximadamente igual à média da taxa de administração, levando a crer que, antes do efeito despesas, o retorno dos fundos praticamente iguala-se ao *benchmark*. Demonstrou-se, ainda, que cada ponto percentual de acréscimo nas despesas de administração implica em redução de igual magnitude nos retornos, o que sugeriria que investidores com pouca habilidade preditiva fossem capazes de selecionar fundos com despesas administrativas mais baixas. Por fim, Blake et al. (1993) afirmam não terem encontrado evidência de que a performance histórica possa ser bom indicador de desempenho futuro.



### 3.1.4. – Estudos Brasileiros sobre o Desempenho de Fundos de Renda Fixa

Rassier (2004) examina o retorno dos fundos de Investimento de Renda Fixa no Brasil a partir de um modelo baseado na hipótese de que os retornos desses fundos podem ser explicados pelo Ibovespa, CDI e Dólar. Foram averiguados dois aspectos: a) a existência de uma relação entre a variação dos indicadores financeiros e a variação do retorno dos fundos e b) a alteração dos fatores explicativos do retorno dos fundos ao longo dos meses. A amostra constou de 127 fundos, com retornos observados entre 01.11.2002 e 31.12.2003. Ao todo foram 5 categorias de FAC e 6 categorias de FIF. Foram estabelecidas as hipóteses de teste, que consistiram em verificar a relação entre o retorno do fundo e os indicadores de mercado e a existência de eventual relação mês-a-mês. As hipóteses foram testadas por meio de regressão linear e do tipo *stepwise*. Rassier (2004) documenta que os retornos são explicados por um, dois ou mesmo três *benchmarks*. A partir disto seria possível interpretar a categoria de ativos de um fundo como exposição do desempenho a seu *benchmark*. Contudo, constatou-se que a escolha do *benchmark* mais adequado para um fundo de investimento depende do conhecimento da composição da carteira desse fundo. Além disso, faz-se necessário comparar a *performance* com base em seu risco associado, de forma justa e compatível com seu semelhante. Ressalta, ainda, que há fundos classificados como renda fixa, mas que estariam posicionados em ativos de maior volatilidade.

Braz Neto (2005) verifica se os fundos de renda fixa no mercado brasileiro têm superado o *benchmark* com consistência estatística, bem como averigua se o resultado da gestão desses fundos tem recompensado os investidores quando comparado ao custo de oportunidade do mercado financeiro local (CDI). A amostra constou de 119 fundos, abrangendo o período de junho de 1997 a junho de 2004. O desempenho dos fundos foi aferido utilizando-se índices de aproveitamento diário, mensal e semanal, que denotam o percentual de ocorrência em que a

performance do fundo superou o *benchmark*. Os indicadores obtidos foram então submetidos aos testes estatísticos de Wilcoxon e de sinal. Os resultados apontam que a maioria absoluta dos gestores não agregou valor à gestão dos fundos. Observou-se que apenas alguns gestores obtiveram resultados satisfatórios na sua gestão.

### 3.2. – Métricas Usuais para Aferir Desempenho

Há diversas métricas que combinam num só índice atributos de risco e retorno e que, portanto, tornam-se apropriadas à avaliação e à comparação de desempenho de ativos. Neste tópico serão apresentados os índices Sharpe (1964, 1994), Treynor (1965), Jensen (1968), Sortino (1994), Modigliani e Modigliani (1997), bem como o Índice de Valor Agregado (IVA).

#### 3.2.1. – Índice de Sharpe

Dados o retorno do portfólio ( $\bar{R}_{it}$ ), a taxa livre de risco ( $\bar{R}_{ft}$ ) e desvio-padrão do portfólio ( $\sigma_{it}$ ), em certo de período, o índice de Sharpe (1964, 1994), denotado por  $S_{it}$ , busca mensurar o excesso de retorno ou prêmio de risco ( $\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft}$ ) de um portfólio vis-à-vis à taxa livre de risco ( $\bar{R}_{ft}$ ), relativamente ao risco total do portfólio medido pelo seu desvio-padrão.

O retorno livre de risco é aquele que se espera obter de um investimento com pouco ou nenhum risco de mercado ou risco de crédito, a exemplo de um título soberano. Interessa-nos o retorno acima daquele livre de risco, que expressa a remuneração pela assunção do risco de mercado ou o risco de crédito que acompanha a maior parte dos investimentos.

O excesso de retorno corresponde à diferença entre o retorno do portfólio e a taxa livre de risco, num certo período, constituindo-se no numerador da razão de Sharpe. O denominador do índice denota o risco total do portfólio. Dessa forma, o índice é assim expresso:

$$S_{it} = \frac{(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})}{\sigma_i}, \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (01)$$

Este índice denota a recompensa devida em função da variabilidade dos retornos. A medida revela o quanto um portfólio é eficiente em termos da relação risco/retorno.

Em equilíbrio, o índice de Sharpe do portfólio a ser avaliado iguala-se ao mesmo índice para o portfólio de mercado. Para portfólios bem diversificados o índice Sharpe será próximo ao de mercado. A partir dessa medida, torna-se possível verificar se o retorno esperado é suficiente para compensar o risco total assumido.

Quanto maior o índice de Sharpe, mais retorno o fundo obteve por unidade de risco e, portanto, registrou melhor desempenho no período. Suponha que  $S_G$  e  $S_H$  são os índices de Sharpe para os fundos G e H. Assim, se  $S_G > S_H$  significa que o desempenho passado do fundo G foi superior ao do fundo H.

Um índice de Sharpe negativo indica que o fundo obteve desempenho pior que um investimento aplicado à taxa livre de risco (Feibel, 2003).

Todavia, a relação de preferência acima apontada (fundo G preferível ao fundo H) pode mostrar-se inconsistente com a Moderna Teoria de Carteiras. Em face disto, Duarte Júnior (2005) recomenda não utilizar o índice de Sharpe para comparações/ranqueamento de fundos, caso resulte em coeficiente negativo.

### 3.2.2. – Índice de Treynor

O índice de Treynor (1965), denotado aqui por  $T_{it}$ , expressa o retorno em excesso  $(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})$  em relação à taxa livre risco  $(\bar{R}_{ft})$  dividido pelo beta do ativo  $(\beta_i)$ . Este índice parte do pressuposto de que os portfólios são bem diversificados e promove, na verdade, a distinção entre risco sistemático (beta) e o risco total do ativo (desvio-padrão). A partir do beta do ativo, Treynor introduz o conceito da linha característica cuja tangente mensura a volatilidade relativa dos retornos dos fundos mútuos de investimento. O índice de Treynor é assim formulado:

$$T_{it} = \frac{(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})}{\beta_i}, \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (02)$$

Duarte Júnior (2005) adverte, no entanto, que o índice de Treynor requer uma estimação cuidadosa dos betas dos fundos de investimentos ou o acesso a uma base de dados confiável para esses betas. Alerta no sentido de que há diversos trabalhos que ilustram dificuldades para se chegar a essa estimação.

Os índices de Sharpe e Treynor produzem, geralmente, ordenações bem semelhantes, sobretudo quando aplicadas ao mesmo conjunto de fundos (Duarte Júnior, 2005).

### 3.2.3. – Alfa de Jensen

O indicador de Jensen (1968), aqui denotado por  $J_{it}$ , corresponde à diferença entre o retorno médio de um portfólio e a expectativa de retorno dado um portfólio de risco sistemático, sob as hipóteses do CAPM. A expressão  $(\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})$  corresponde ao excesso do retorno de

mercado ( $\bar{R}_{mt}$ ) sobre a taxa livre de risco ( $\bar{R}_{ft}$ ). Este índice pode ser utilizado para avaliar a habilidade de gestão do administrador em períodos históricos.

$$J_{it} = \bar{R}_{it} - [\bar{R}_{ft} + \beta_i (\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})] \quad , \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (03)$$

A equação (03), além de ser um rearranjo da regressão utilizada por Jensen para obter o beta e calcular o alfa, relaciona a média dos retornos do portfólio e do mercado, bem como a média de retornos superiores num dado período, ao portfólio de risco sistemático, por meio do beta.

O índice pode denotar diversos fatores associados à capacidade de gestão, dentre eles: (a) habilidade para selecionar títulos, (b) baixo custo de administração, e/ou (c) *market timing*. A interpretação que se dá ao índice significativamente positivo (negativo) está relacionada à evidenciação de gestão superior (inferior). Quando estatisticamente não diferentes de zero, o Alfa de Jensen sugere performance igual à do mercado, num contexto de ajustamento ao risco.

Alfas estatisticamente significantes são pouco comuns, tanto quanto os positivos serem pouco frequentes. Alfas positivos são bons e quanto maiores, melhor. Contudo, Haslem (2003) adverte que se deve atentar para índices na faixa de 5 ou superiores, pois, quando incluídos na análise, poucos fundos são identificados.

Duarte Júnior (2005) ressalta que o fundamento do indicador de Jensen consiste em averiguar se o  $J_{it}$  (valor estimado do  $\alpha$ ) é estatisticamente maior que zero, o que seria feito conduzindo-se o seguinte teste de hipóteses:

$$H_0: J_{it} \leq 0 \quad (04)$$

$$H_1: J_{it} > 0 \quad (05)$$

Se, para certo nível de significância, (04) for rejeitada em favor de (05), considera-se que o fundo de investimento obteve desempenho superior ao esperado, dado o nível de risco sistemático que suportou no período. Agora, se a hipótese nula não puder ser rejeitada em favor da hipótese alternativa, tem-se que o desempenho sob análise foi inferior em face do nível de risco que absorveu (Duarte Júnior, 2005).

#### 3.2.4. – Índice de Sortino

Índice idealizado por Sortino e Price (1994), aqui designado  $S_i^t$ , corresponde à relação entre os retornos acima do *benchmark* e o risco. Em sua formulação, leva em conta a análise de semivariância<sup>9</sup> (*downside-risk*), mensurada em relação a um retorno mínimo aceitável (RMA).

O modelo proposto por Sortino e Price (1994) objetiva capturar o risco de não se atingir o retorno em relação a uma meta de investimento e não apenas uma média retorno, como o que se obtém com o desvio-padrão.

$$S_i^t = \frac{\sum (\bar{R}_{it} - RMA)}{\sqrt{\frac{\sum [\text{Min}(0; \bar{R}_{it} - RMA)]^2}{n}}}, \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (06)$$

Se  $\bar{R}_{it} \geq RMA, \forall i = 1, 2, \dots, n$ , situação em que a semivariância será igual a zero,  $S_i^t$  é indefinido. Embora o fundo tenha sido satisfatório, dado que seu retorno foi superior ao mínimo aceitável, não há elementos para classificá-lo como melhor ou pior que algum outro

<sup>9</sup> Semivariância: mede o risco de perda em relação a um valor de referência, dado pelo valor esperado.

fundo. A definição do RMA permite melhor avaliar o papel do gestor e confere maior transparência sobre resultados passados (Duarte Júnior, 2005).

### 3.2.5. – A Metodologia M<sup>2</sup>

Modigliani e Modigliani (1997) demonstraram que, para comparar em termos de *basis point* o desempenho ajustado ao risco de um portfólio, este e seu respectivo *benchmark* deviam possuir o mesmo risco (desvio-padrão dos retornos). Eles propuseram que o portfólio fosse alavancado ou desalavancado utilizando-se a taxa de um ativo livre de risco, em que o fator de alavancagem ( $d$ ) é dado por:

$$d = \frac{\sigma_B}{\sigma_i} \quad (07)$$

onde:

$\sigma_B$  = desvio-padrão do *benchmark*

A partir de então, o portfólio ajustado ao risco (RAP) tem seu retorno ( $R_{RAP}$ ) expresso da seguinte maneira:

$$R_{RAP} = d.\bar{R}_i + (1-d).\bar{R}_f \quad (08)$$

Nessas condições, o risco do portfólio ajustado ( $\sigma_{RAP}$ ) ao risco do *benchmark* ( $\sigma_B$ ) se igualam:

$$\sigma_{RAP} = \sigma_B \quad (09)$$

A correlação entre o portfólio original e seu *benchmark* e a verificada entre o RAP e o mesmo *benchmark* são idênticas, uma vez que a alavancagem/desalavancagem utilizando a taxa livre

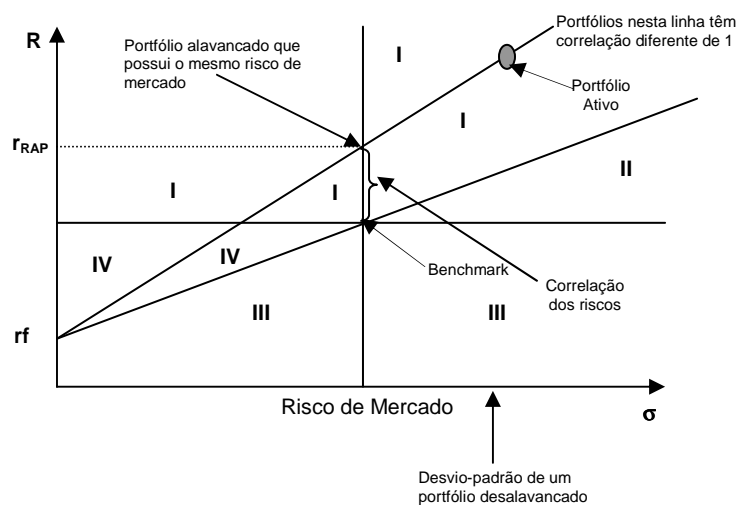
de risco não altera as características da correlação que, geralmente, é menor do que um. Se igual a um, pode implicar em arbitragem livre de risco.

Modigliani e Modigliani (1997) sugerem que a metodologia  $M^2$  possibilita comparar “maçãs com maçãs”, isto é, o retorno do *benchmark* possui a mesma volatilidade do RAP.

Segundo Muralidhar (2001), a classificação de desempenho proposta por  $M^2$  é idêntica àquela apresentada por Sharpe (1964, 1994), sobretudo porque suas propostas têm fundamentação teórica similar. No entanto, para Muralidhar (2001),  $M^2$  seria preferível àquela, por expressar o desempenho ajustado ao risco em *basis point* de sobreperformance e por indicar o quanto deve ser aplicado num fundo ativo e num ativo livre de risco.

A figura abaixo demonstra a transformação proposta por  $M^2$ , onde as regiões são assim identificadas: (I) sobreperformance em termos absolutos e ajustada ao risco; (II) sobreperformance em termos absolutos e subperformance em termos de ajustamento ao risco; (III) subperformance em termos absolutos e ajustada ao risco; e (IV) subperformance em termos absolutos e sobreperformance em termos de ajustamento ao risco.

Figura 3 – Evolução da Medida  $M^2$



Fonte: Muralidhar (2001)



### 3.2.6. – Índice de Valor Agregado (IVA)

O IVA baseia-se no modelo introduzido por Jensen (1966) e pressupõe que o gestor, para obter excesso de retorno, teria que deter carteira diferente daquela do portfólio de mercado. Essa assertiva implica em desprezar, no cômputo do retorno, o efeito da variação individual de cada ativo no portfólio. Assim, ao não eliminar todo o risco diversificável, o IVA possibilita mensurar o acréscimo de retorno que o gestor foi capaz de gerar para o portfólio.

O IVA é obtido a partir do seguinte modelo:

$$IVA = \frac{J_{it}}{\varepsilon_{it}} \quad (10)$$

$\varepsilon_i$  = erro associado à parte do excesso de retorno do portfólio não explicada por sua sensibilidade ao excesso de mercado.

### 3.3. – Correlação entre os Indicadores de Performance

Andaku e Pinto (2003), ao desenvolverem seus estudos, optaram pelo índice de Sharpe, em detrimento de outros indicadores mais modernos, pelas seguintes razões: (a) ser um dos mais utilizados na literatura de persistência de desempenho, (b) apresentar menos críticas quanto a seus pressupostos, e (c) classificar desempenho de forma similar a outros indicadores, como a metodologia  $M^2$ .

Outro aspecto que reforçaria a opção por um só indicador, segundo Andaku e Pinto (2003), seria a forte correlação entre os indicadores de performance no contexto brasileiro, como apontado em estudos anteriores (Alves [1989], Andrade [1996], e Diniz Júnior [1997]).

#### 3.4. – Limitações das Métricas de Desempenho

Dentre as limitações ressaltadas por Elton et al. (2003) estão: (1) definição da taxa livre risco: de forma geral, as técnicas de avaliação de desempenho baseadas em único parâmetro (risco total ou sistemático) exigem aplicação e empréstimo à mesma taxa livre de risco. No entanto, observa-se na prática, operações a diferentes taxas livre ou quase livre risco (p.ex. aplicação em título público e investimentos em cadernetas de poupança); (2) variação de níveis de risco: a alteração do nível de risco causa problemas no processo de avaliação. Em geral, esses processos baseiam-se em séries históricas de retornos. Contudo, se o nível de risco variar ao longo do tempo, isto poderá conduzir a estimativas inconsistentes num dado instante. Uma alternativa a esse problema seria mensurar-se o risco de cada ativo, combinando-o na proporção em que participam da carteira, de forma a obter-se o risco do portfólio; e (3) falta de clareza do beta, como medida de risco: mudanças na definição da carteira de mercado podem alterar tanto o beta como a classificação das carteiras em termos de desempenho.

Haslem (2003) enfatiza que a classificação de fundos é sensível à escolha do índice de *benchmark* utilizado como *proxy* do portfólio de mercado, devido à sensibilidade do beta a esse indicador. Isto ocorre, sobretudo, porque não é possível construir um portfólio no mundo real com a mesma composição do índice de mercado, que replique seu retorno. Índices de mercado são construídos, que operam num contexto isento de custos transacionais. No entanto, são admitidos como *proxy*. Dessa forma, o que se busca testar é a eficiência de um índice particular. Todavia, ao utilizar-se modelos derivados do CAPM, se este apreçar mal os índices

de Jensen e Treynor também serão inapropriados. O APT surgiu como alternativa ao CAPM. Contudo, por não ser dependente do CAPM, APT ou da habilidade de identificar-se o verdadeiro portfólio de mercado, o Índice de Sharpe seja uma das medidas para contornar eventuais dificuldades.

Outro aspecto ressaltado por Haslem (2003) diz respeito à taxa livre de risco. No caso americano, utiliza-se como *proxy* a taxa da T-Bill. Isto é feito porque no mundo real não se encontra uma contraparte para taxa livre de risco. No entanto, elas impactam a classificação dos portfólios. Caso sejam muito baixas, podem induzir ganho de performance. Por outro lado, se forem elevadas podem sugerir baixo desempenho. Além disso, podem impactar fundos alavancados.

Entretanto, a despeito das limitações, o que se espera é que as medidas apresentadas ofereçam ranqueamento acurado dos fundos sob análise.

### 3.5. – Análise de Persistência

Amenc e Sourd (2003) ressaltam que a persistência de performance é focalizada sob dois ângulos distintos: (i) eficiência de mercado, e (ii) existência de persistência.

Sob a primeira ótica, não haveria como se garantir estabilidade de desempenho ao longo do tempo e, portanto, a gestão ativa não seria capaz de agregar valor adicional ao portfólio, uma vez que os preços já refletiriam toda a informação disponível no mercado.

Quanto ao segundo enfoque, a superação do mercado em períodos de tempo estatisticamente significantes corrobora que a gestão ativa de investimentos faz sentido e lança dúvidas sobre o

paradigma de mercado eficiente. Todavia, ineficiências temporárias do mercado, nas quais o gestor aproveita oportunidades de arbitragem, não prova que os mercados sejam ineficientes o tempo todo. A persistência de performance, então, ora pode resultar da expertise do gestor ou de aspecto conjuntural do mercado.

Ao contrário de buscar provar que os mercados são (in)eficientes, os estudos nesse campo do saber procuram avaliar o quanto o gestor efetivamente contribui para retornos adicionais e se há indícios estatisticamente consistentes de que esse desempenho pode ser esperado em períodos subseqüentes.

### 3.5.1. – Estudos Internacionais sobre Persistência de Desempenho de Fundos de Ações

Grinblatt e Titman (1992) analisam como a performance [atual] de um fundo de ações se relaciona com seu desempenho passado. Os testes baseiam-se em portfólios de múltiplos índices, formados a partir das características dos ativos. A amostra constou de 279 fundos norte-americanos existentes entre 31.12.1974 e 31.12.1984. A amostra sofre do viés de sobrevivência. O período amostral de 10 anos foi subdividido em 2 subperíodos de 5 anos, após o que se apurou os retornos em excesso para cada subperíodo. A partir de então, estimou-se o beta por meio de regressão cross-seccional dos retornos do 2.º subperíodo contra os do primeiro. Os resultados foram submetidos à estatística de teste “t-alternativo” desenvolvida por Grinblatt e Titman (1992), uma extensão do “t-estatístico para séries temporais” introduzido por Fama e Macbeth (1973). O resultado do teste, se positivo, rejeita a hipótese nula de que o desempenho passado está descorrelacionado do desempenho futuro em favor da hipótese alternativa de que a performance passada está positivamente correlacionada aos resultados futuros. O estudo demonstra que há evidências de que as

diferenças de performance entre os fundos persistem ao longo do tempo e de que essa persistência é consistente com a habilidade de o gestor obter retornos em excesso.

Goetzmann e Ibbotson (1994) contrapõem a teoria de eficiência de mercado, que sugere que a performance passada não se constituiria num bom preditor para desempenho futuro, ainda que o desempenho fosse ajustado ao risco ou a outro fator de apreçamento. Ressaltam, no entanto, que a melhor prova de desempenho dos gestores ativos está nos resultados obtidos no passado e, é com base nesses resultados que são julgados e selecionados pelo mercado. Destacaram que há três aspectos fundamentais para se interpretar a performance, a saber: (1) ajustamento ao risco, pelo alfa de Jensen (2) viés de sobrevivência, em função da caracterização da amostra e (3) dependência cross-seccional dos retornos dos fundos. Utilizaram uma base dados contendo retornos mensais de 728 fundos de ações norte-americanos, cobrindo um período de 13 anos (1976-1988). Dessa base de dados foi extraída uma subamostra de 258 fundos existentes em janeiro/1976. O *benchmark* de mercado foi o índice S&P500. Inicialmente os dados foram compartimentados em períodos de dois anos. A performance desse período era então utilizada para prever a performance do período subsequente. Esse processo repetiu-se sucessivamente até o esgotamento da amostra. Posteriormente, estudou-se resultados mensais, que apresentaram maior ruído em relação aos demais. Os retornos analisados eram líquidos de taxa de administração e não refletiam taxa de carregamento ou qualquer outro tipo de taxa. A performance foi ranqueada e categorizada em “winners” ou “losers”, ganhadora e perdedora, respectivamente, relativamente à mediana de desempenho. A frequência de retornos e performance observados foram dispostas numa tabela de dupla entrada e testadas estatisticamente por meio do índice de produto cruzado (*odds ratio*). As conclusões são no sentido de que se verificou repetição de performance superior em intervalos de um e dois anos sucessivos. Os resultados mensais do experimento também confirmam a

existência de persistência de performance superior. O alfa de Jensen (ajustamento ao risco) suporta a hipótese de persistência, além do fato de que retornos passados têm poder preditivo quanto a desempenho futuro.

Brown e Goetzmann (1995) exploram a persistência de performance em fundos de ações norte-americanos utilizando *benchmarks* relativos e absolutos. A amostra utilizada na pesquisa abrangeu os anos de 1976 até 1988 e contemplou todos os fundos de ações ou com investimentos em ações, exceto aqueles fundos com menos de um ano de existência ou, ainda, que tivessem, num dado ano, apresentado baixo desempenho, falido ou sido absorvido por outro fundo. Os indexadores de mercado utilizados como *benchmark* foram o S&P500 e o Vanguard Index Trust. A relação de persistência foi apurada utilizando-se a metodologia não-paramétrica baseada em tabelas de contingência, segundo as quais os fundos foram classificados como vencedores (*winners*) caso seus resultados tivessem sido maiores ou iguais a mediana de retorno de todos os fundos num certo período, ao passo que os demais, com retornos inferiores, eram classificados como perdedores (*losers*). Assim, um fundo WW (*winner-winner*) seria aquele com resultados vencedores em períodos consecutivos, enquanto que um fundo LL (*loser-loser*) apresentou resultados inferiores em períodos consecutivos. Combinações do tipo WL (*winner-loser*) e LW (*loser-winner*) são possíveis e denotariam, respectivamente, fundos vencedores num período e que passaram a perdedores noutra período e vice-versa (LW). Há também os WG (*winner-gone*) e os LG (*loser-gone*), cuja estratégia foi vencedora (perdedora), mas cujo fundo deixou de existir. Os dados da tabela de contingência foram submetidos ao teste do CPR *Cross-Product Ratio* (índice de produto cruzado):

$$CPR = \frac{WW.LL}{WL.LW} \quad (11)$$

A hipótese nula testada por Brown et al. (1995), de que a performance do primeiro período é descorrelacionada da performance do segundo período, corresponde ao CPR, também designado índice de chance<sup>10</sup> (*odds ratio*), igual a um. A significância do índice de chance é testada pelo Z-estatístico<sup>11</sup>. Há evidências de que a persistência é correlacionada entre gestores e mais parece um fenômeno grupal. Observou-se certa tendência de a persistência estar relacionada ao fato de que o risco sistemático difere entre os gestores. Por fim, os autores encontraram evidências (a) de persistência relativa de performance, (b) de que os investidores podem utilizar informações históricas para obter melhores retornos, e (c) que a natureza da persistência em fundos mútuos é complexa.

Malkiel (1995) analisa a persistência de desempenho em fundos de ações norte-americanos, utilizando para isso uma amostra que considera livre do viés de sobrevivência. O desempenho é avaliado por meio do CAPM e levando em conta a totalidade dos fundos existentes entre 1971 e 1991. O *benchmark* de mercado utilizado foi o S&P500. A taxa livre de risco corresponde à T-Bill para três meses. Alfas positivos sinalizam performance ajustada a risco. Observou-se que, em média, os alfas são negativos quando se utiliza retornos líquidos e positivos quando se leva em conta retornos brutos. No entanto, em nenhum dos casos, são significativamente diferentes de zero. Constatou-se, ainda, que os betas de fundos mútuos são estáveis ao longo do tempo. Todavia, verificou-se que betas e retornos não são relacionados como sugere o CAPM.

---

<sup>10</sup> O desvio-padrão dessa medida é dado por:  $\sigma_{CPR} = \sqrt{\frac{1}{W.W} + \frac{1}{W.L} + \frac{1}{L.W} + \frac{1}{L.L}}$

<sup>11</sup>  $Z = \frac{\ln(CPR)}{\sigma_{CPR}}$

Na análise de persistência, Malkiel (1995) seguiu os estudos de Goetzmann e Ibbotson (1994), ou seja, tabela de contingência testada estatisticamente pelo índice de produto cruzado (*odds ratio*).

Estudos anteriores sinalizam que os fundos que obtiveram retornos expressivos no passado continuam a apresentar performance superior no futuro, fenômeno conhecido como “hot hands”. Malkiel (1995), no entanto, sugere que essa superioridade estaria relacionada ao viés de sobrevivência. Outro aspecto que contribuiria para a persistência seria os diferentes níveis de despesas que, em função do universo de fundos, pode afetar a repetição de desempenho. Embora tenha documentado o fenômeno da persistência de retornos expressivos, o autor reitera que o mesmo possa (1) decorrer do viés de sobrevivência, e sugere que (2) a relação de persistência pode não ser robusta em períodos de análise sucessivos.

Elton et al. (1996) utilizam inicialmente todos os fundos de ações norte-americanos existentes em 1977. Com isso, a amostra ficaria livre do viés de sobrevivência. Contudo, desse universo excluíram fundos cujos ativos líquidos eram inferiores a US\$ 15 milhões e os categorizados como “restritos”. Após tais filtros, a amostra passou a conter 188 fundos existentes entre 1977 e 1993. A mensuração de performance ajustada ao risco é realizada por um modelo de retorno de quatro fatores. Os resultados são classificados em decis, do menor para o maior, após o que se comparam seus comportamentos nos períodos subseqüentes. A comparação de desempenho é realizada para períodos de 1 e 3 anos, para os quais o retorno ajustado risco é designado de “alfas”. Para ranquear alfas de 1 ano de um dado ano, deve-se estimar o intercepto dos três anos prévios e acrescê-los da média mensal dos resíduos do ano anterior. No que se refere ao ranqueamento de alfas para 3 anos, basta utilizar o intercepto obtido na regressão dos três anos prévios. Esses resultados são, então, submetidos à estatística de teste “t”. Esse estudo



evidencia que o desempenho passado possui poder preditivo de performance futura ajustada ao risco. Ressalta, ainda, que a aplicação das técnicas da moderna teoria de portfólio a dados do passado melhoram a seleção e permite construir portfólio de fundos que apresentem resultado superior (excesso de retorno). Por fim, destaca que fundos bem-sucedidos não aumentam suas taxas de administração comparativamente aos menos sucedidos.

Carhart (1997) utiliza uma amostra livre de viés de sobrevivência. A amostra inclui todos os fundos de renda variável norte-americanos existentes entre janeiro/1962 e dezembro/1993. Ao todo são 1.892 fundos. As métricas de desempenho utilizadas por Carhart baseiam-se no CAPM de Sharpe (1964) e Lintner (1965) e em seu próprio modelo de quatro fatores. Os fundos são ranqueados pelo alfa do próprio modelo, submetidos ao teste-t. As conclusões de Carhart são no sentido de que a persistência em fundos mútuos está associada a fatores comuns dos retornos das ações e de que quase a totalidade da previsibilidade dos retornos desses fundos pode ser explicada por diferenças de persistência observadas nas despesas de administração e nos custos transacionais dos mesmos. Para Carhart fundos que obtiveram retornos expressivos num ano tendem a não repetir com frequência a mesma performance. Ele constata que retornos expressivos (*momentum strategy*) são, na verdade, consumidos por despesas e custos transacionais. Por fim, sugere a seguinte regra de bolso: (1) deve-se evitar fundos com retornos persistentemente negativos, (2) fundos com altos retornos num certo ano têm retornos esperados acima da média no ano seguinte, mas não continuamente, e (3) as despesas administrativas, custos transacionais e taxas de carregamento têm impacto negativo sobre a performance dos fundos.

### 3.5.2. – Estudos Internacionais sobre Persistência de Desempenho de Fundos de Renda Fixa

Droms e Walker (2006) examinam a persistência de performance em fundos de renda fixa norte-americanos. A amostra utilizada, contendo 797 fundos, entre títulos públicos e corporativos, cobre um período de 10 anos que se estende de 1990-1999. A amostra é livre, ou apresenta influência mínima, do viés de sobrevivência. Nesse estudo aplica-se a metodologia encontrada em Goetzmann e Ibbotson (1994), Brown e Goetzmann (1995) e Malkiel (1995), segundo a qual os fundos são ranqueados a partir da mediana de retornos, sendo os 50% maiores retornos classificados como “winners” (vencedores) e o restante como “losers” (perdedores). Fundos que deixaram de existir são identificados como “gone”. A persistência é apontada quando um fundo classificado como vencedor num período permanece na mesma condição no período subsequente. A significância estatística da categorização se dá por meio do Z-estatístico empregado por Brown e Goetzmann (1995). Segundo Droms e Walker (2006), os fundos de renda fixa analisados apresentaram forte persistência. Sugerem que variações no sinal do Z-estatístico podem estar associadas à alterações de retornos verificadas no mercado de títulos. Há evidências no sentido de que, se os retornos dos títulos de médio prazo (longo prazo) forem superiores ao longo prazo (médio prazo) para anos sucessivos, o Z-estatístico é positivo, o que denota persistência. Por outro lado, se esse comportamento for verificado em período de um ano, pode existir persistência negativa. Houve apenas um período (1990-92) que os sinais do teste foram opostos para fundos de títulos do governo. Contudo, essa constatação mostrou-se pouco significativa estatisticamente. Por fim, Droms e Walker (2006) concluem que os altos níveis de significância estatística e forte consistência na relação entre sinal de persistência e retorno de mercado suportam o entendimento de que os fundos mútuos de renda fixa são fortemente persistentes, mas que a natureza da persistência (positiva *versus* negativa) está relacionada a mudanças nas taxas de juros. Consideram, ainda, que mudanças no mercado de taxas de juros

provocam alteração na liderança de mercado e, portanto, geram impacto sobre a persistência. Ressaltam, por fim, que liderança de mercado está associada à persistência positiva, enquanto que persistência negativa sinaliza mudanças nessa liderança.

### 3.5.3. – Estudos Brasileiros sobre Persistência de Desempenho de Fundos de Ações

Andaku e Pinto (2003) concentram sua análise nos fundos de ações brasileiros. A amostra, que excetua os “fundos de ações exclusivos”, contempla 84 fundos existentes no período que vai de julho/1994 até junho/2001. O desempenho dos fundos foi mensurado utilizando-se os índices de Sharpe, Treynor e o alfa de Jensen. Como *benchmark* de mercado adotou-se o Ibovespa e considerou-se o retorno da poupança como taxa livre de risco. O processo avaliatório considerou diversos subperíodos de análise (3 anos e 6 meses, 1 ano e 9 meses, 1 ano, 6 e 3 meses). Os resultados foram submetidos à correlação de Spearman, com vistas a testar a persistência de performance. A hipótese nula era a de inexistência de correlação, caso o coeficiente de Spearman se igualasse a zero. Adicionalmente, Andaku e Pinto (2002) analisaram a correlação entre os índices de Sharpe, Treynor e alfa de Jensen, donde concluíram que a classificação será semelhante, a despeito da medida utilizada. Por fim, documentaram a existência de persistência para períodos de longo prazo (superiores há um ano). Contudo, não encontraram evidências que suportem persistência de desempenho no curto prazo.

Zimmerfogel (2004) analisa o desempenho dos fundos mútuos de renda fixa, bem como o fundos multimercados com renda variável e alavancagem. O período analisado compreende janeiro/1997 até dezembro/2002. A proposta é verificar persistência de performance para os referidos fundos. O total de fundos variou ao longo do período amostral, iniciando com 13 (1997) e chegando a 62 (2002). O estudo não é livre do viés de sobrevivência, uma vez que

somente fundos ativos no período foram considerados na amostra. O CDI foi adotado como taxa livre de risco. O desempenho foi mensurado utilizando-se os índices de Sharpe, Treynor e o alfa de Jensen. Para a análise de persistência, os resultados obtidos foram estratificados em cinco janelas de tempo variando de 6 meses a 3 anos. A verificação da persistência se deu simultaneamente por meio dos coeficientes de correlação de Pearson e Spearman, além do teste Qui-quadrado. A consistência dessas medidas foi submetida a testes de significância estatística. Zimmerfogel (2004) concluiu de sua análise que (a) há evidências que corroboram persistência no longo prazo (períodos superiores há um ano) para fundos de renda fixa, exceto no curto prazo, e (b) os resultados para os fundos de multimercados são pouco conclusivos, dada a baixa correlação ou ausência de significância estatística.

Oliveira (2005) examina a correlação dos fundos multimercados com os mercados de renda variável e de câmbio, destaca as variáveis que influenciam na captação de recursos para os fundos multimercados, verifica se existe influência do desempenho relativo/absoluto na assunção de riscos pelos gestores, bem como se há persistência de retornos dos fundos analisados. Foi utilizada uma amostra de 78 fundos, cujos dados cobriram o período que se estende de julho/1999 até dezembro/2004. A amostra não é livre do viés de sobrevivência. O CDI foi adotado como *benchmark*. Para viabilizar a análise descritiva dos dados, foram criados dois índices: (1) IFPV, ponderado pelo volume patrimonial; e o (2) IFMA, ponderado pelo retorno de todos os fundos. Os fundos foram classificados segundo sua rentabilidade em cinco quintis, em ordem crescente de desempenho. A partir de então, foram realizados dois testes: (i) comparar o desempenho dos fundos localizados no pior decil com os estão no melhor decil, e (ii) categorizar os fundos, com base na mediana de retornos, em ganhador-ganhador (GtGt<sub>1</sub>), ganhador-perdedor (GtPt<sub>1</sub>), Perdedor-Perdedor (PtPt<sub>1</sub>) e Perdedor-Ganhador (PtGt<sub>1</sub>). Montada essa matriz, apura-se a razão  $(GtGt_1 \times PtPt_1)/(GtPt_1 \times PtGt_1)$ . Em

seguida apurou-se o logaritmo natural dessa razão. As conclusões de Oliveira (2005) revelam que 19 dentre os 20 períodos analisados, quando submetidos aos testes realizados, demonstram forte persistência de retornos, corroborando dessa forma a atitude dos cotistas em procurar fundos com base em rentabilidades passadas.

Monteiro (2006) avalia a persistência de performance em 112 fundos brasileiros de investimentos em ações. A amostra, que contempla séries diárias de valores de cotas e de patrimônio líquido, cobre o período que vai de janeiro de 1998 a dezembro de 2005. A amostra não sofre do viés de sobrevivência nem de novos entrantes. Foram utilizadas janelas de três meses e um ano. O desempenho foi aferido segundo o modelo proposto por Carhart (1997). Adotou-se como taxa livre de risco o retorno de poupança de final do mês. Os fundos foram classificados em ordem decrescente, do melhor desempenho para o pior, e agrupados por decis. A análise de persistência se deu através da medida de desempenho e de um *pooling* de séries temporais e *cross section*. Foram encontradas evidências de persistência de performance por seletividade e *market timing* por até seis meses para um pequeno número de fundos, com resultados mais robustos para os dez por cento de melhor desempenho na amostra.

#### 3.5.4. – Estudos Brasileiros sobre Persistência de Desempenho de Fundos de Renda Fixa

Silva (1999) analisa os mercados dos fundos de renda fixa e renda variável brasileiros no período de junho/1996 a junho/1999. O período amostral é subdividido em dois horizontes temporais, sendo o primeiro de junho/1996 a dezembro/1997 e o segundo de janeiro/1998 a junho/1999. A proposta da autora foi de investigar a persistência de performance de um (sub)período para outro, utilizando para isso a análise de regressão e tabelas de contingência. Quanto aos fundos de renda fixa, seu estudo focalizou a categoria Fundos de Renda Fixa FIF

60. Os dados foram fornecidos pela ANBID. Excluídos os *outliers*, a amostra abrangeu 283 fundos, sendo 153 no primeiro (sub)período e 130 no segundo. A mensuração do desempenho se deu pelo índice de Sharpe adotado pela ANBID. A autora conclui que há evidências de persistência para os fundos de renda fixa. No entanto, quando a amostra é ajustada para atenuar efeitos do viés de sobrevivência, a evidência fornecida pelas tabelas de contingência tendem a desaparecer.

As considerações de Zimmerfogel (2004) ao analisar a persistência de fundos de renda fixa são no sentido de que foi encontrada persistência de performance para janelas de tempo maiores (superiores há um ano). Quanto ao curto prazo, as associações foram menores entre os períodos analisados.

## 4. METODOLOGIA DA PESQUISA

Este capítulo aborda aspectos relacionados à caracterização da amostra utilizada no estudo, os *benchmarks* de mercado, os testes econométricos, as hipóteses a serem testadas, os modelos de avaliação de performance, ao instrumental para análise de persistência, bem como os aspectos relacionados às limitações desse estudo.

### 4.1. – Base de Dados

A base de dados foi obtida a partir do aplicativo SI – ANBID Sistema de Informações, versão 4.1, em 13.06.2007. Abrange o período de janeiro de 2001 a abril de 2007 e, relativamente aos fundos de renda fixa, contém 2.027 registros organizados por instituição gestora, tipo, código, identificação do fundo, opção de status, número de cotistas, bem como a série de retornos mensais e anuais líquidos de custos transacionais.

Para os fins do presente estudo, esse conjunto de fundos passou pelo seguinte tratamento:

- 1) foram excluídos da amostra fundos com “opção de status” igual a “FC” (Fundo de Cotas);
- 2) admitiu-se no subconjunto de dados apenas os fundos cuja média de cotistas fosse maior que um e não fosse considerada nula, isto é, o campo “número de cotistas” não estivesse em branco;

- 3) não foram considerados fundos com séries de retornos não regulares ao longo do tempo, isto é, participam da amostra somente os fundos que apresentaram retornos em todos os meses do período de estudo.

A base de dados ajustada, que conta tão-somente com fundos classificados com “opção de status” igual a “FI” (Fundo de Investimento) e “FF” (Fundos de Fundos), não exclusivos, ficou assim dimensionada:

Tabela 10 – Amostra de Fundos Elegíveis

<b>Tipo de Fundo</b>	<b>N.º Elementos</b>
229 Renda Fixa	247
230 Renda Fixa com Alavancagem	10
231 Renda Fixa Crédito	31
<b>Total</b>	<b>288</b>

Dessa amostra, dada a necessidade de comparação de pares de períodos, foram selecionados 50 fundos existentes entre maio/2001 e abril/2007. Essa amostra remanescente constitui a base do estudo e conta com 72 meses de observações para cada um desses fundos.

Para o tratamento dos dados foram utilizados, de forma conjugada, os softwares MS-Access e MS-Excel.

#### 4.2. – Retornos Constantes

As séries de retornos foram deflacionadas pelo IPCA/IBGE (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) divulgado pelo IBGE, cuja série mensal foi obtida na base de dados do IPEA. Dessa forma, a análise de desempenho e persistência será conduzida com séries em valores constantes, isto é, reais.



#### 4.3. – Viés de Sobrevivência

Pelas restrições impostas à sua construção, a amostra utilizada é sensibilizada pelo viés de sobrevivência. Apesar de Blake et al. (1993) afirmarem que o viés de sobrevivência não é tão relevante para fundos de renda fixa relativamente aos fundos de renda variável, devido à pouca instabilidade de desempenho dos fundos de renda fixa e, conseqüentemente, sua baixa suscetibilidade à fusão ou à dissolução, avaliamos que o tema carece de aprofundamento no que tange à realidade brasileira.

#### 4.4. – *Benchmark* de Mercado

No Brasil, as pesquisas ainda não apontaram para a melhor *proxy* da taxa livre de risco. Há os que defendem o CDI como sendo a alternativa (Varga, 1999), mas há estudos como o de Andaku e Pinto (2003) em que se opta pelos retornos da caderneta de poupança como ativo livre de risco, fato que vai ao encontro do que propôs Sanvicente (2001).

No presente estudo, adotaremos como *benchmark* de mercado os retornos do Índice de Renda Fixa Ibmec/Valor. Este índice, doravante denotado por IRF é calculado pelo Ibmec São Paulo e veiculado no jornal de negócios Valor Econômico, de circulação diária. A série diária do IRF encontra-se disponibilizada no sítio de internet da RiskTech, portal mantido pelo Ibmec São Paulo.

A série mensal do IRF foi obtida por meio da seguinte metodologia:

$$IRF_t = \prod_{k=1}^n (1 + IRF_k), \quad \forall k = 1, \dots, n \text{ e } t = 1, \dots, 72 \quad (12)$$

onde:

$n$  = número de taxas (variações) IRF no mês “ $t$ ”

$IRF_k$  = Índice de Renda Fixa Ibmecc/Valor, expressa na forma unitária ao dia, com duas casas decimais.

A variação mensal do IRF, na forma percentual, é dada por:

$$(1 - IRF_t) \cdot 100 \quad (13)$$

Quanto à taxa livre de risco, optamos pelos retornos de fim de mês da caderneta de poupança, cuja série foi extraída da base dados do IPEA.

#### 4.5. – Testes Econométricos

Nesta seção são abordados aspectos relacionados à (a) normalidade, e à (b) estacionariedade das séries temporais de retornos mensais empregadas neste trabalho.

A não-normalidade das séries corrobora a importância que os retornos assimétricos têm para gestão ativa. Demonstrá-la seria comprovar que os gestores ativos foram capazes de agregar valor à gestão do fundo ao longo do tempo, valendo-se dos momentos de não-eficiência do mercado.

Assegurar a estacionariedade das séries significa consistência às previsões que se farão a partir dos modelos de regressão empregados.

De forma conjugada, a análise de estacionariedade e de normalidade, possibilitam:

- a) assegurar a consistência das previsões que se esperam obter no processamento das regressões; e
- (b) demonstrar que, de forma estatisticamente consistente, o gestor soube aproveitar-se da não-eficiência temporária do mercado para obter retornos adicionais ao longo do tempo.

#### 4.5.1. – Vinculação dos Testes Econométricos com outras Ferramentas de Análise

Num primeiro momento, importa-nos estabelecer prognóstico da capacidade do gestor em gerar retornos assimétricos, o que faremos utilizando-nos da estatística de Jarque-Bera (1987).

Na seqüência, interessa-nos garantir a consistência preditiva dos regressores que serão utilizados na análise de desempenho e persistência de performance. Para isto, as séries de retornos serão submetidas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) e Phillips-Perron (PP), respectivamente.

Os testes DF e PP, respeitadas suas restrições, são relevantes, no contexto deste trabalho, para os modelos de regressão dos quais são obtidos o alfa do indicador de Jensen (1968) e o beta do Índice de Treynor (1965)

#### 4.5.2. – Normalidade

Duas formas importantes de verificar a normalidade de uma distribuição de retorno são: analisar os coeficientes de (i) assimetria, e (ii) curtose da distribuição.

Numa distribuição normal-padrão, os coeficientes de assimetria e curtose são, respectivamente, 0 (zero) e 3 (três).

Todavia, a série de retornos pode apresentar grande número de retornos muito elevados ou muito baixos, além do que a distribuição normal seja capaz de indicar. Além disto, à gestão ativa interessam estratégias que produzam distribuições de retornos assimétricos ou não-normais.

#### 4.5.3 – Não-Normalidade

A existência de retornos assimétricos corrobora o fato de que os gestores souberam aproveitar momentos de não-eficiência temporária do mercado para agregar valor aos fundos que administram, daí sua importância para a gestão ativa. Para verificar tal ocorrência, empregamos a modelagem proposta por Jarque-Bera (1987).

Jarque e Bera (1987), utilizando o método do multiplicador de Lagrange, derivaram um teste adicional para checar a normalidade de observações. O teste de simples implementação e, segundo os autores, assintoticamente eficiente, baseia-se na análise simultânea dos graus assimetria e curtose da distribuição, a saber:

(a) de assimetria (S):

$$S = \sum \left( \frac{R_i - \bar{R}_i}{\sigma_i} \right)^3 \cdot \frac{1}{n} \quad (14)$$

Onde:

$\sigma_i$  = desvio-padrão do retorno do portfólio “i”

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{\left( \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R}_i)^2 \right)}{(n-1)}} \quad (15)$$

$R_i$  = retorno do portfólio “i”

$\bar{R}_i$  = média do retorno do portfólio “i”

n = tamanho da amostra

(b) curtose (K) da distribuição:

$$K = \sum \left( \frac{R_i - \bar{R}_i}{\sigma_i} \right)^4 \cdot \frac{1}{n} \quad (16)$$

A modelagem designada LM (*Lagrange Multiplier*) ou teste de *score*, é conhecida comumente como teste de Jarque-Bera (JB), assim especificada:

$$JB = \left( \frac{n}{6} \right) \left[ S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \sim \chi^2_2 \quad (17)$$

JB é distribuída assintoticamente e segue uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade,  $\chi_2^2$ .

A hipótese a ser testada é:

$$H_0: JB \sim N(0, \sigma^2)$$

$$H_1: JB \neq N(0, \sigma^2)$$

Para grandes amostras, a hipótese nula (de normalidade) é rejeitada se o valor computado JB  $> JB_\alpha$  ao nível de significância  $\alpha$ .

Jarque e Bera (1987), a partir da equação (17), propuseram a seguinte tabela de valores críticos, que designamos  $JB_\alpha$ , para os níveis de significância de  $\alpha = 0,05$  e  $\alpha = 0,10$ , respectivamente, em função do tamanho da amostra (n), com vistas a propiciar a comparação da potência do teste.

Tabela 11 – Valores Críticos ( $JB_\alpha$ ) para o teste JB

n	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$	n	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,10$
20	3,26	2,13	200	4,43	3,48
30	3,71	2,49	250	4,51	3,54
40	3,99	2,70	300	4,60	3,68
50	4,26	2,90	400	4,74	3,76
75	4,27	3,09	500	4,82	3,91
100	4,29	3,14	800	5,46	4,32
125	4,34	3,31	$\infty$	5,99	4,61
150	4,39	3,43			

Fonte: Jarque e Bera (1987)

#### 4.5.4. – Raiz Unitária e Estacionariedade

##### 4.5.4.1 – Raiz Unitária e Suas Implicações

A presença de raiz unitária nas séries de tempo provocam, pelo menos, (i) perda da estabilidade dos dados, imprescindíveis à previsão, e (ii) geração de regressão espúria<sup>12</sup>, em que os resultados são duvidosos e pouco confiáveis (Gujarati [2000], Wooldridge [2006]).

Sob a ótica de finanças, Wooldridge (2006) ressalta que a existência de raiz unitária (a) reforça a tese de mercados eficientes, (b) induz a crença de que o desempenho histórico teria pouco ou nenhum poder preditivo de performance futura e que, portanto, (c) a gestão ativa seria incapaz de agregar mais valor, já que não haveria como garantir estabilidade de desempenho no tempo.

##### 4.5.4.2. – Estacionariedade

Por outro lado, sustentar a tese do processo de *estacionariedade fraca*, ao contrário de provar a ineficiência de mercado, implica na: (a) possibilidade de assegurar a consistência das previsões que se esperam obter no processamento das regressões, e (b) demonstração de que, de forma estatisticamente consistente, o gestor pode aproveitar-se da não-eficiência temporária do mercado para obter retornos adicionais ao longo do tempo.

Em Gujarati (2000), encontramos que um *processo estocástico estacionário* envolvendo a série temporal  $Y_t$  possui as seguintes propriedades:

---

<sup>12</sup> Não tem sentido  $y$  e  $x$  serem relacionados, mas numa regressão de mínimos quadrados ordinários, a estatística  $t$  frequentemente indica relação entre ambas.

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (18)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (19)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (20)$$

Isto é, média e variância constantes ao longo do tempo e covariância entre dois períodos de tempo dependente apenas da distância ou defasagem entre tais periodicidades, e não do período em que é apurada.

Segundo Wooldridge (2006), essas propriedades possibilitam o deslocamento de uma coleção de variáveis aleatórias para o futuro sem que isto altere sua distribuição conjunta de probabilidade.

A ausência de tais propriedades caracteriza a série temporal como *não-estacionária*.

#### 4.5.4.3. – Processo Estocástico Estacionário e Fracamente Dependente

Wooldridge (2006) ressalta que o processo auto-regressivo de ordem um [AR(1)] adiante descrito é a forma mais comum de processo estocástico fracamente dependente, e que a estabilidade do processo é dada quando o  $|\rho_1| < 1$ , pressupondo que o processo tem covariância estacionária:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (21)$$



ou ainda

$$\Rightarrow \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (22)$$

Onde:

$$\delta = \rho - 1$$

$\Delta$  = operador de primeira diferença.

Se  $\delta = 0$ , então:

$$\Delta Y_t = u_t \quad (23)$$

Segundo Gujarati (2000), as primeiras diferenças de um *passeio aleatório*,  $RW^{13}(1)$ , designado na equação (23) como  $u_t$ , correspondem a uma série temporal estacionária, pois, por hipótese  $u_t$  é puramente aleatório.

#### 4.5.4.4. – Passeio Aleatório

Como visto em Gujarati (2000), um *passeio aleatório* representa uma série temporal *não-estacionária*, o que significa dizer que  $Y_t$  possui uma *raiz unitária*. Fato que pode ser constatado quando  $|\rho_1| = 1$  na equação (21), o que acarretaria:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, t = 1, 2, \dots \quad (24)$$

---

<sup>13</sup> RW: Random Walk (Passeio Aleatório).

Gujarati (2005) reforça que é típico no passeio aleatório observar-se alterações na média e na variância do processo ao longo do tempo, fatos que violam a estacionariedade.

$$\text{Média: } E(Y_t) = E\left(\sum u_i\right) = t \cdot \mu \quad (25)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = t \cdot \sigma^2 \quad (26)$$

#### 4.5.4.5. – Testes de Estacionariedade

Testar estacionariedade implica submeter o processo estocástico à validação estatística, com vistas a promover os ajustes necessários nas séries utilizadas, se for o caso, de forma a obter-se consistência na utilização das informações geradas para o propósito de previsão.

Na literatura diversos testes são mencionados, dos menos formais, como é o caso do correlograma, aos mais formais dentre os quais citamos: (i) Dickey-Fuller (DF), (ii) Dickey-Fuller Aumentado (ADF), (iii) Phillips-Perron (PP) e o (iv) KPSS<sup>14</sup>. Dentre os formais, os três primeiros formulam a hipótese nula como se a série apresentasse raiz unitária, enquanto que o último parte do princípio de sua inexistência.

Os testes DF, ADF e PP, em função da robustez de suas estatísticas e notoriedade, são os que utilizamos neste trabalho.

---

<sup>14</sup> KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin): Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P.; Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?, **Journal of Econometrics**, n. 54, p. 159-178, 1992.

## II) Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>15</sup>

A intuição por trás do DF é que se  $Y_t$  for estacionário, o processo tende a uma média constante, conferindo à série boa capacidade preditiva para o próximo período. De outra sorte, estará caracterizado um processo aleatório.

O ADF, não obstante utilizar procedimento semelhante ao DF, remove os efeitos estruturais (autocorrelação) das séries de tempo empregadas. O teste ADF não será empregado neste trabalho, uma vez que as regressões que pretendemos processar possuem modelagem bem menos complexa que a proposta pelo teste ADF.

### a) Dickey-Fuller (DF)

Em Gujarati (2000), encontramos que o teste DF é aplicado aos seguintes modelos de regressão:

(i) sem constante e sem tendência

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (27)$$

(ii) com constante e sem tendência

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (28)$$

---

<sup>15</sup> Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, p. 427–431, 1979.

(iii) com constante e com tendência

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (29)$$

A hipótese a ser testada é:

$H_0: \delta = 0$  (presença de raiz unitária)

$H_1: \delta \neq 0$

A estatística de teste ( $\tau$ ) é dada por:

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{s_{\hat{\delta}}} \quad (30)$$

Onde  $s_{\hat{\delta}}$  corresponde ao erro-padrão de  $\hat{\delta}$ .

Regra de decisão:

Se o  $\tau$  (tau) calculado for  $> \tau_{\alpha}^{DF}$  (tau crítico) ao nível de significância  $\alpha$ , isto implica na existência de raiz unitária fato que impossibilita a rejeição da hipótese nula. Por outro lado, se o  $\tau$  (tau) calculado for  $< \tau_{\alpha}^{DF}$  (tau crítico) ao nível de significância  $\alpha$ , rejeita-se a hipótese nula em favor da alternativa, uma vez que não há raiz unitária.

Tabela 12 – Valores Críticos<sup>16</sup> do Teste Dickey-Fuller e Phillips-Perron

Modelo de Regressão	Nível de Significância ( $\alpha$ )		
	1%	5%	10%
i	-2,597939	-1,945456	-1,613799
ii	-3,565218	-2,902953	-2,588902
iii	-4,092547	-3,474363	-3,164499

Fonte: Software EViews, Versão 5.1 © Quantitative Micro Software

### b) Dickey-Fuller Aumentado

Quando se verifica que o termo  $u_t$  na equação (29) é autocorrelacionado, opta-se pelo modelo de regressão Dickey-Fuller Aumentado adiante especificado:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \gamma_i \sum \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (31)$$

As hipóteses de teste são as mesmas verificadas em DF. Ademais, a estatística de teste ADF possui distribuição assintótica semelhante à DF, fato que permite utilizar os mesmos valores críticos do modelo de regressão (iii) demonstrado na Tabela 12 acima.

### III) Phillips-Perron (PP)

Phillips e Perron (1988) detectam a presença de raiz unitária em modelos gerais de regressão de séries temporais. De abordagem não-paramétrica, os testes PP, como são comumente designados, admitem ampla variedade de distribuição de dados fracamente dependentes e possivelmente heterogêneos.

<sup>16</sup> Valores críticos de MacKinnon para rejeição da hipótese nula de raiz unitária. MacKinnon (1991, 1996) produziu estimativas que permitem o cálculo de valores críticos para rejeição da hipótese nula para qualquer tamanho de amostra, com ou sem inclusão de constante e tendência temporal. Para maiores informações, consulte "Critical values for cointegration tests" e "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", artigos de autoria de James MacKinnon (1991).

O método PP modifica a equação (30), de sorte que a correlação serial não afete a distribuição assintótica do teste, tornando-o mais robusto que o teste DF/ADF . A abordagem está calcada na seguinte estatística:

$$\tau_{\delta} = t \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(s_{\delta})}{2f_0^{1/2} se} \quad (32)$$

Onde “se” corresponde ao erro-padrão da regressão. Adicionalmente,  $\gamma$  é o estimador consistente da variância do erro obtida na equação (27). O termo “ $f_0$ ” é um estimador residual de espectro na frequência zero e “T” corresponde ao tamanho da amostra.

Phillips-Perron (1988) ressaltam que para implementar o teste basta estimar a auto-regressão de ordem um, AR(1), das equações (28) e eventualmente sobre a equação (29).

A distribuição teórica que suporta o procedimento de teste é assintótica e os valores críticos são os mesmos estimados para Dickey-Fuller (Phillips e Perron, 1988).

#### 4.5.4.6. – Transformação de Séries Temporais Não-Estacionárias

Sendo aceita a hipótese nula de raiz unitária nos testes DF e PP, obrigatoriamente a série deverá ser transformada, sob pena de os resultados das regressões serem pouco eficientes ou não servirem ao propósito de previsão.

Em Gujarati (2000) e Wooldridge (2006) encontramos que o passeio aleatório é um processo de raiz unitária integrado de ordem um, I(1). Aqueles processos que não exibem raiz unitária, os fracamente dependentes, são ditos integrados de ordem zero, I(0).

Ambos os autores corroboram o entendimento de que a utilização de dados de processos I(1) em regressões somente pode ocorrer após transformá-los em processos I(0), por meio do que se denomina *primeira diferença*.

Wooldridge (2006) ressalta que a primeira diferença de um processo I(1) é fracamente dependente e, geralmente, estacionário. A equação a seguir ilustra um processo de *primeira diferença*:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} + u_t \quad (33)$$

Gujarati (2000) generaliza, enfatizando que se para tornar uma série estacionária esta tiver que ser diferenciada  $d$  vezes, a mesma será dita *integrada de ordem  $d$* , I(d). Quando  $d = 0$ , diz-se que a série é estacionária.

#### 4.6. – Avaliação do Desempenho

Os fundos constantes da amostra serão submetidos à processo de mensuração de desempenho, para o qual serão utilizadas as métricas de Sharpe (1964, 1994), Treynor (1965) e Jensen (1968), adiante sumarizadas.

a) **Índice de Sharpe (1964, 1994)**

Busca mensurar o excesso de retorno ou prêmio de risco  $(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})$  de um portfólio vis-à-vis à taxa livre de risco  $(\bar{R}_{ft})$ , relativamente ao risco total do portfólio medido pelo seu desvio-padrão.

O excesso de retorno corresponde à diferença entre o retorno do portfólio e a taxa livre de risco, num certo período, constituindo-se no numerador da razão de Sharpe. O denominador do índice denota o risco total do portfólio. Dessa forma, o índice é assim expresso:

$$S_{it} = \frac{(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})}{\sigma_i}, \forall i = 1, \dots, n \quad (34)$$

Este índice denota a recompensa devida em função da variabilidade dos retornos. A medida revela o quanto um portfólio é eficiente em termos da relação risco/retorno.

Quanto maior o índice  $S_{it}$  maior o retorno proporcionado por unidade de risco. Por outro lado, quando esse índice é negativo, significa que a performance do fundo foi pior que a de um investimento livre de risco (Feibel, 2003).

Duarte Júnior (2005) enfatiza, no entanto, que se a razão de Sharpe for negativa ela não deve ser utilizada para comparar desempenho de fundos. Propõe, ainda, que uma melhor forma de se ordenar a performance de fundos de investimentos seria aplicar um teste estatístico, tal qual o a seguir descrito, ao invés de simplesmente utilizar-se a equação (34):



$$H_0 : \hat{S}_{it} \leq \hat{S}_{it+1}$$

$$H_1 : \hat{S}_{it} > \hat{S}_{it+1}$$

Alternativamente, essas hipóteses poderiam ser assim reescritas:

$$H_0 : \hat{S}_{it} - \hat{S}_{it+1} \leq 0$$

$$H_1 : \hat{S}_{it} - \hat{S}_{it+1} > 0$$

Por analogia à comparação de médias de amostras aleatórias independentes, a estatística de teste poderia ser a seguinte:

$$z = \frac{\hat{S}_{it} - \hat{S}_{it+1}}{\sqrt{\frac{\sigma_{\hat{S}_{it}}^2}{n_1} + \frac{\sigma_{\hat{S}_{it+1}}^2}{n_1}}} \quad (35)$$

Uma vez calculada a equação (35) acima, apurar-se-ia a probabilidade de “z”, onde  $P = \theta(z)$ .

Se ao comparar o valor-P ao nível de significância do teste ( $\alpha$ ), P for muito menor do que  $\alpha$ , então há fortes evidências contra a hipótese nula, no sentido de rejeitá-la, e, portanto, mais favorável à hipótese alternativa e, portanto,  $\hat{S}_{it} > \hat{S}_{it+1}$ .

Duarte Júnior (2005) ressalta que, embora o emprego do teste estatístico seja recomendável, a prática local e internacional tem optado pelo método tradicional de ordenação, como a que utilizamos neste trabalho.

**b) Índice de Treynor (1965)**

Este índice parte do pressuposto de que os portfólios são bem diversificados e promove, na verdade, a distinção entre risco sistemático (beta) e o risco total do ativo (desvio-padrão). A partir do beta do ativo, Treynor introduz o conceito da linha característica cuja tangente mensura a volatilidade relativa dos retornos dos fundos mútuos de investimento. O índice de Treynor é assim formulado:

$$T_{it} = \frac{(\bar{R}_{it} - \bar{R}_{ft})}{\beta_{it}}, \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (36)$$

Duarte Júnior (2005) adverte, no entanto, que o índice de Treynor requer uma estimação cuidadosa dos betas dos fundos de investimentos ou o acesso a uma base de dados confiável para esses betas. Alerta no sentido de que há diversos trabalhos que ilustram dificuldades para se chegar a essa estimação.

Neste trabalho, o beta será estimado a partir da regressão do retorno contra o prêmio de risco do mercado, mediante a seguinte equação:

$$\bar{R}_{it} = \beta_i (\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft}) + u_{it} \quad (37)$$

$$\beta_i = \frac{\sum \bar{R}_{it} \cdot (\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})}{(\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})^2} \quad (38)$$

A consistência estatística é dada pelo teste t:

$$t = \frac{\beta_i - 0}{s_\beta} \quad (39)$$

Onde  $s_\beta$  corresponde ao erro-padrão associado ao beta estimado, dado pela equação:

$$s_\beta = \frac{\left( \frac{\sqrt{\sum u_{it}^2}}{n-1} \right)}{\sqrt{\sum (R_{mt} - R_{ft})^2}} \quad (40)$$

Os betas são testados sob as seguintes hipóteses:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

Com o t-estatístico distribuído com  $(n - 1)$  graus de liberdade. Se  $t > t_{\alpha/2}$  rejeita-se a hipótese nula em favor da alternativa.

Segundo Duarte Júnior (2005), os índices de Sharpe e Treynor produzem, geralmente, ordenações bem semelhantes, sobretudo quando aplicadas ao mesmo conjunto de fundos. Isto posto, valem as considerações sobre ordenação expostas no tópico que trata do índice de Sharpe.

**c) Alfa de Jensen (1968)**

Corresponde à diferença entre o retorno médio de um portfólio e a expectativa de retorno dado um portfólio de risco sistemático, sob as hipóteses do CAPM. A expressão  $(\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})$  corresponde ao excesso do retorno de mercado  $(\bar{R}_{mt})$  sobre a taxa livre de risco  $(\bar{R}_{ft})$ . Este índice pode ser utilizado para avaliar a habilidade de gestão do administrador em períodos históricos.

$$J_{it} = \bar{R}_{it} - [\bar{R}_{ft} + \beta_i (\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})] , \forall i = 1, \dots, n \quad (41)$$

A equação (41), além de ser um rearranjo da regressão utilizada por Jensen para obter o beta e calcular o alfa, relaciona a média dos retornos do portfólio e do mercado, bem como a média de retornos superiores num dado período, ao portfólio de risco sistemático, por meio do beta.

Alfas de Jensen grandes sinalizam excesso de retorno após controlar a sensibilidade do portfólio ao risco de mercado (beta). Quanto maior o alfa, melhor o desempenho do gestor numa base ajustada ao risco. Alfas negativos denotam performance pior que a prevista dado o risco de mercado tomado (Feibel, 2003).

Do ponto de vista da consistência estatística, se o alfa for maior que zero, diz-se que o fundo obteve retorno maior que o esperado pelo CAPM. Portfólios com alfas de Jensen positivos estão localizados acima da linha de mercado de capitais (Feibel, 2003). Para apurar-se a consistência estatística do alfa de Jensen, conduziremos o seguinte teste de hipóteses:

$$H_0: J_{it} \leq 0$$

$$H_1: J_{it} > 0$$

Para isto, será utilizada a estatística de teste “t”, onde  $\hat{J}_{it}$  é o indicador de Jensen estimado e  $s_{\hat{J}_{it}}$ <sup>17</sup> corresponde ao erro-padrão associado ao alfa de Jensen.

$$t = \frac{\hat{J}_{it} - 0}{s_{\hat{J}_{it}}} \quad (42)$$

Neste caso, a região de rejeição da hipótese nula corresponde a  $t > t_{\alpha}$ , onde  $\alpha$  é o nível de significância do teste.

#### 4.7. – Análise de Persistência

##### 4.7.1 – Hipóteses a serem testadas

**H<sub>0</sub>**: Há evidências que não sustentam o fenômeno da persistência de performance no período de estudo.

**H<sub>a</sub>**: Os resultados corroboram desempenho persistente no período de estudo.

---

<sup>17</sup>  $s_{\hat{J}_{it}} = \sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2}}$ , em “X” corresponde a  $(\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{ft})$

Para os fins deste trabalho, período de estudo compreende as seguintes janelas de tempo:

- a) curto prazo: períodos contíguos de 12 meses;
- b) médio prazo: períodos contíguos de 24 meses;
- c) longo prazo: períodos contíguos de 36 meses.

#### 4.7.2. – Ferramentas de análise

Para a finalidade proposta, qual seja, a de análise de persistência, serão empregados métodos estatísticos paramétricos e não-paramétricos.

A estatística paramétrica faz asserções sobre parâmetros amostrais das variáveis em estudo (média, desvio-padrão, normalidade da distribuição, etc.). Neste estudo, utilizamos a correlação de Pearson como método baseado em parâmetros amostrais.

Por outro lado, a estatística não-paramétrica não se baseia em modelos ou pressupostos relacionados à distribuição das variáveis envolvidas. A correlação de Spearman e o Índice de Produto Cruzado, adiante descritas, constituem-se ferramentas não-paramétricas.

Segundo o Teorema do Limite Central, para amostras aleatórias, cujo tamanho ( $n$ ) cresça, a distribuição amostral da variável dependente aproxima-se à distribuição normal. Geralmente, a partir de  $n \geq 30$  já se conseguiria uma boa aproximação (Agresti e Finlay, 1997). Entretanto, nem sempre é possível afirmar que uma série de retornos, por maior que seja, possua

distribuição normal. Por essa razão, é que se opta, também pelas ferramentas não-paramétricas.

#### 4.7.2.1. – Correlação de Pearson

A covariância amostral mensura o grau de relacionamento linear entre os dados de amostra bivariada. No entanto, apresenta como insuficiência o fato de ser dependente das unidades em que os dados são expressos. Para contornar o problema, basta dividi-la pelos desvios-padrão amostrais das variáveis de estudo. Ao adotar tal procedimento, obtém-se o coeficiente de correlação amostral, que é uma medida adimensional e integra o rol das estatísticas paramétricas. O coeficiente de correlação amostral de Pearson é dado pela seguinte fórmula:

$$\rho_{xy} = \frac{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_{n=1}^N (x_n - \bar{x}) \cdot (y_n - \bar{y})}{\sqrt{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_{n=1}^N (x_n - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_{n=1}^N (y_n - \bar{y})^2}} \quad (43)$$

Simplificadamente, o coeficiente de correlação de Pearson pode ser assim demonstrado:

$$\rho_{xy} = \frac{\text{Cov}(x, y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (44)$$

Agresti e Finlay (1997) apresentam as seguintes propriedades relacionadas à correlação de Pearson:

1. Somente é válida quando uma linha reta consiste num modelo razoável para representar a relação. Ela *mensura a força da associação linear* entre as variáveis X e Y.
2. Situa-se obrigatoriamente no intervalo:  $-1 \leq \rho \leq 1$ .
3. Possui o mesmo sinal que o  $\beta$ . Isto porque  $\rho$  é equivalente ao  $\beta$  multiplicado pela razão entre os desvios-padrão das variáveis em estudo. Por essa razão,  $\rho > 0$  (positiva) quando as variáveis forem positivamente relacionadas e  $\rho < 0$  (negativa) quando as variáveis forem negativamente relacionadas. No demais,  $\rho = 0$  quando  $b = 0$ .
4. Quando  $\rho = \pm 1$ , dir-se-á que a correlação é perfeita positivamente ou negativamente.
5. Quanto maior o valor absoluto de  $\rho$ , maior o grau de associação entre as variáveis.
6. O valor de  $\rho$  não depende das unidades em que estão expressas as variáveis de estudo.
7. A correlação trata X e Y simetricamente.
8.  $\rho$  pode ser reescrito como  $\rho = (\sigma_X/\sigma_Y).\beta \Leftrightarrow \sigma_X\beta = \rho\sigma_Y$



No presente caso, a apuração da correlação de Pearson observará os seguintes procedimentos:

1. A base de dados será segmentada nas respectivas janelas de tempo.
2. Os dados serão distribuídos em pares de janelas de tempo justapostas.
3. Apurar-se-á os índices de Sharpe, Treynor e Jensen para cada um dos fundos que integram as respectivas janelas de tempo.
4. Seguir-se-á a ordenação dos fundos segundo os critérios de cada medida de desempenho empregada.
5. Com os índices apurados, serão formados dois vetores distintos, para cada janela de tempo, o primeiro denotado por X e o segundo por Y.
6. Sobre os vetores será calculada a correlação entre essas variáveis, em conformidade com a equação (43) ou (44).
7. Apurado o coeficiente de correlação, este será submetido ao seguinte teste estatístico:

$$t = \frac{\rho}{\sqrt{(1-\rho^2)/(n-2)}} \quad (45)$$

No contexto desse teste, avaliam-se as seguintes hipóteses:

**Teste Bicaudal**

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_a: \rho \neq 0$$

$$\text{Região de rejeição: } |\rho_s| > \rho_{s,\alpha/2}$$

Ressalte-se que  $\rho$  denota correlação de Pearson populacional. Perceba que  $\rho$  segue uma distribuição  $t$  com  $n - 2$  graus de liberdade. Todavia, embora válidas todas suas propriedades, neste trabalho  $\rho$  denota, de fato, a correlação amostral e não populacional.

Se  $t > t_{\alpha}^{n-2}$ ,  $t > t_{\alpha/2}^{n-2}$  (maior valor tabelado), a hipótese nula pode ser rejeitada em favor da hipótese alternativa.

8. O grau de correlação, bem como o resultado do teste de hipóteses, serão interpretados em conformidade com as propriedades listadas.

Quando o índice de correlação é positivo e estatisticamente significativo, são possíveis os seguintes prognósticos: (i) há indício de persistência de desempenho no tempo, (ii) suporta-se a tese de seleção baseada em desempenho histórico, e (iii) atenuação de possíveis perdas se a decisão do investimento tivesse se baseado em performance passada.

Por outro lado, a obtenção de um coeficiente de correlação negativo implicaria em possíveis perdas se a decisão de investimento tivesse se apoiado em desempenho histórico.

Por fim, coeficiente sem significância estatística implica em dizer que o desempenho passado não se constitui preditor de desempenho futuro.

#### 4.7.2.2. – Correlação de Spearman

Segundo McClave et al. (2008), o coeficiente de correlação de Spearman, aqui denotado por  $r_s$ , é uma medida estatística não-paramétrica desenvolvida por Charles E. Spearman. O coeficiente indica o nível de correlação ordinal entre pares de amostras. A correlação será dita *perfeitamente positiva* se o coeficiente for igual a 1, e *perfeitamente negativa* se  $-1$ . Quanto mais próximo  $r_s$  ficar de 1 ou  $-1$ , maior a correlação entre as amostras. Por outro lado, quanto mais próximo de zero, menor a correlação.

O coeficiente é dado pela fórmula:

$$r_s = \frac{SS_{uv}}{\sqrt{SS_{uu}SS_{vv}}} \quad (46)$$

onde:

$$SS_{uv} = \sum (u_i - \bar{u})(v_i - \bar{v}) = \sum u_i v_i - \frac{(\sum u_i)(\sum v_i)}{n} \quad (47)$$

$$SS_{uu} = \sum (u_i - \bar{u})^2 = \sum u_i^2 - \frac{(\sum u_i)^2}{n} \quad (48)$$

$$SS_{vv} = \sum (v_i - \bar{v})^2 = \sum v_i^2 - \frac{(\sum v_i)^2}{n} \quad (49)$$

$u_i$  = ordem da  $i$ -ésima observação na primeira amostra

$v_i$  = ordem da  $i$ -ésima observação na segunda amostra

$n$  = números de pares de observações (número de observações em cada amostra)

Simplificadamente, a fórmula do coeficiente de Spearman pode ser assim reescrita:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (50)$$

onde:

$d_i = u_i - v_i$  (diferença das ordenações entre as  $i$ -ésimas observações das amostras).

Para calcular a correlação de Spearman, serão adotados os seguintes procedimentos:

1. As amostras em análise, tomadas uma a uma, serão dispostas em ordem crescente dos seus indicadores de desempenho (Sharpe, Treynor e Jensen).
2. Para cada elemento de cada uma dessas amostras será atribuído um índice (1, ..., n), que denotará sua ordem na amostra. Havendo empate na ordenação, será apurada a média aritmética dos índices, que passará a ser a nova “ordem” dos categorizados como empatados.
3. Tomar-se-á, em seguida, a amostra original e se atribuirá a cada um de seus elementos o índice encontrado no passo anterior.
4. Apurar-se-á a diferença entre as ordenações.
5. Será calculado o quadrado das diferenças.
6. Apurar-se-á, então a correlação de Spearman, aplicando-se a equação (50).

7. Apurada a correlação, será, então, avaliada a consistência estatística do coeficiente encontrado, mediante o seguinte teste de hipóteses, para um certo nível de significância  $\alpha$ :

### Teste Bicaudal

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_a: \rho \neq 0$$

Região de rejeição:  $|r_s| > r_{s,\alpha/2}$

Para amostras cuja dimensão  $n > 30$ , como é o nosso caso, aplicamos o seguinte teste estatístico, que segue uma distribuição t-Student com  $(n - 2)$  graus de liberdade:

$$s = \sqrt{\frac{1 - r_s^2}{n - 2}} \quad (51)$$

$$t = \frac{r_s}{s} \Rightarrow t = r_s \sqrt{\frac{n - 2}{1 - r_s^2}} \quad (52)$$

Se  $t > t_{\alpha}^{n-2}$ ,  $t > t_{\alpha/2}^{n-2}$  (maior valor tabelado), a hipótese nula pode ser rejeitada em favor da hipótese alternativa.

8. Calculada a correlação e realizado o teste de hipótese, será apresentada interpretação dos mesmos.

Quando o índice de correlação é positivo e estatisticamente significativo, são possíveis os seguintes prognósticos: (i) há indício de persistência de desempenho no tempo, (ii) suporta-se

a tese de seleção baseada em desempenho histórico, e (iii) atenuação de possíveis perdas se a decisão do investimento tivesse se baseado em performance passada.

Por outro lado, a obtenção de um coeficiente de correlação negativo implicaria em possíveis perdas se a decisão de investimento tivesse se apoiado em desempenho histórico.

Por fim, coeficiente sem significância estatística implica em dizer que o desempenho passado não se constitui preditor de desempenho futuro.

#### 4.7.2.3. – Índice de Produto Cruzado (CPR)

Segundo Agresti e Finlay (1997) o CPR, outra designação para o *odds ratio*, é uma medida de associação para tabelas de contingência 2 x 2 e corresponde aos *odds*<sup>18</sup> da linha 1 divididos pelos *odds* da linha 2.

O *odds ratio* possui as seguintes propriedades:

1. assume o mesmo valor, independente da variável de resposta escolhida;
2. corresponde à razão do produto das células diagonalmente opostas, daí denominar-se CPR;

---

<sup>18</sup> Para uma resposta binária, corresponde ao número de sucessos dividido pelo número de fracassos (perdas).

Suponha a seguinte tabela de contingência:

A	B
C	D

Seja o *odds ratio* denotado por  $\theta$ , então:

$$\theta = \frac{A \cdot D}{B \cdot C} \quad (53)$$

3. Quando  $\theta = 1$ , as chances de sucesso são iguais em ambas as linhas.
4. Quando  $\theta > 1$ , as chances de sucesso são maiores na linha 1 do que na linha 2.
5. Quando  $\theta < 1$ , as chances de sucesso são menores na linha 1 do que na 2.
6. Valores de  $\theta$  superiores a 1 numa dada direção sinalizam forte associação.
7. Dois valores para  $\theta$  representam a mesma força de associação, mas em direções opostas, quando um valor é o oposto do outro.
8. A distribuição amostral do *odds ratio* será altamente assimétrica a menos que o tamanho da amostra seja suficientemente grande, caso em que a distribuição será aproximadamente normal.

Neste trabalho, seguiremos os procedimentos adotados por Brown et al. (1995), bem como por Droms e Walker (2006), segundo os quais os fundos são ranqueados a partir da mediana de retornos, sendo os 50% maiores retornos classificados como “winners” (vencedores) e o restante como “losers” (perdedores). Tal procedimento será adotado para cada período de estudo.

A persistência é apontada quando um fundo classificado como vencedor num período permanece na mesma condição no período subsequente. A significância estatística da categorização se dá por meio do Z-estatístico empregado por Brown e Goetzmann (1995), a partir das seguintes fórmulas:

$$\theta = \frac{WW.LL}{WL.LW} \quad (54)$$

$$\sigma_{CPR} = \sqrt{\frac{1}{W.W} + \frac{1}{W.L} + \frac{1}{L.W} + \frac{1}{L.L}} \quad (55)$$

$$Z = \frac{\ln(\theta)}{\sigma_{CPR}} \quad (56)$$

Nesse sentido, são realizados os seguintes testes de hipóteses, para um certo nível de significância  $\alpha$ :

#### **Teste Bicaudal**

$$H_0: \theta = 1 \quad H_0: \ln(\theta) = 0$$

$$H_a: \theta \neq 1 \quad H_a: \ln(\theta) > 0$$

$$\text{Região de rejeição: } |Z| > Z_{\alpha/2}$$



Após o teste de hipóteses, os resultados serão assim interpretados:

Z-estatístico		Indicativo
Magnitude	Sinal	
Grande	+	Percentual elevado de <i>winner</i> s num período permaneceu em igual situação no período seguinte.
Grande	-	Número elevado de <i>winner</i> s num período tornou-se <i>loser</i> s no período seguinte.
Pequenos	±	Não há clareza quanto ao padrão de desempenho.
Zero		Performance não se repete e, por conseguinte, o desempenho do período atual é descorrelacionado do período precedente.

#### 4.8. – Significância estatística dos testes

Todos os testes serão conduzidos ao nível de significância de 5% ( $\alpha = 0,05$ ). Para conferir rigor à análise, os testes serão bicaudais. A consistência dos testes será ainda ratificada pelo Valor de Prova (p-valor ou valor-p).

#### 4.9. Limitações Metodológicas

As conclusões a que se chegarão após finalização do presente estudo ficam restritas à amostra, às variáveis em estudo e às metodologias empregadas.

Há que se ter cuidado com generalizações. A literatura de finanças, como se vê em Elton et al. (2003), ressalta limitações da modelagem de avaliação em diversos aspectos, tais como (i) definição de taxa livre risco, (ii) variações dos níveis de risco, e (iii) falta de clareza do beta como medida de risco.

Além disso, vale lembrar que os estudos no Brasil quanto à definição do *benchmark* de retorno de mercado e da taxa relativa ao ativo *livre de risco* ainda não são conclusivos.

Outro limitador do estudo empreendido diz respeito à amostra selecionada. O período de estudo (72 meses) é relativamente curto para permitir conclusões definitivas, embora abranja um importante ciclo da economia brasileira.

## 5. RESULTADOS

Este capítulo faz menção aos resultados dos testes econométricos implementados (estacionariedade e normalidade), referindo-se, quando não explicitamente apontados, a Apêndices específicos. Adicionalmente, reporta os resultados da análise de desempenho empreendida, bem como relata a perspectiva de persistência de performance ao longo do período de estudo. Para todos os casos, a análise estatística é acompanhada de interpretação econômico-financeira dos indicadores envolvidos.

### 5.1. – Testes Econométricos

#### 5.1.1. – Estacionariedade

Neste trabalho foram implementados os testes<sup>19</sup> de Dickey-Fuller (DF) e Phillips-Perron (PP). O Anexo 01 e o Apêndice 01 trazem listagem dos fundos participantes da mostra, os resultados dos testes DF e PP, bem como o Valor-P associados ao mesmos. Ressalte-se que os retornos reais do IRF (*benchmark* de mercado – Anexo 02) também foram submetidos a esses mesmos testes.

Os testes DF e PP foram aplicados tendo como pressuposto os modelos de regressão descritos pelas equações (27), (28) e (29).

---

<sup>19</sup> Executados na versão 5.1 do software econométrico EViews.

As equações (27) e (28) foram de particular interesse para o processo de análise envolvendo o Índice de Treynor, cujo modelo de regressão não possui intercepto ou cujo ajustamento passa necessariamente pela origem, e para o alfa de Jensen.

Ressalte-se que a abordagem de Phillips-Perron (1988) não testa o modelo sem intercepto, dado pela equação (27).

Nesse contexto, foram submetidas a teste as seguintes hipóteses:

$H_0: \delta = 0$  (presença de raiz unitária)

$H_1: \delta \neq 0$

Se o  $\tau$  (tau) calculado for  $> \tau_{\alpha}^{DF}$  (tau crítico) ao nível de significância  $\alpha$ , isto implica na existência de raiz unitária, fato que impossibilita a rejeição da hipótese nula.

Por outro lado, se o  $\tau$  (tau) calculado for  $< \tau_{\alpha}^{DF}$  (tau crítico) ao nível de significância  $\alpha$ , rejeita-se a hipótese nula em favor da alternativa, uma vez que não há raiz unitária.

Relativamente ao *benchmark* de mercado (IRF), os testes DF e PP, para todos os modelos de regressão utilizados no trabalho, rejeitam fortemente a hipótese nula, ao nível de significância  $\alpha = 0,01$ , descartando com isso a existência de raiz unitária nos retornos do IRF ao longo do período de análise.

Tabela 13 – Testes de Estacionariedade para o *benchmark* de mercado (IRF)

Modelos de Regressão	Teste		Valor-P
	DF	PP	
Equação 27	-3.823820*		0.000
Equação 28	-7.525030*	-7.525030*	0.000
Equação 29	-7.544271*	-7.544271*	0.000

significativo ao nível de: \* 1%, \*\* 5% e \*\*\* 10%

Quanto às séries de retornos dos fundos, observamos que:

- a) ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , o teste DF para o modelo sem intercepto, equação (27), sugere acolher a hipótese alternativa (não existência de raiz unitária) para 37 Fundos, como se comprova através do Valor-P do teste.

No entanto, para 9 Fundos, os resultados sinalizam para o acolhimento da hipótese nula, indicando a presença de raiz unitária. Numa visão conservadora, dado que o Valor-P ficou muito próximo de  $\alpha = 0,05$ , optamos por acolher a hipótese nula para outros 4 Fundos da amostra.

Os fundos identificados com presença de raiz unitária são:

Tabela 14 – Fundos com Presença de Raiz Unitária

Fundo	DF	Valor-P
009.768	-1,8937850	0,0560000
014.451	-1,9593930	0,0485000
015.725	-1,8235800	0,0652000
018.163	-1,9411610	0,0505000
021.611	-1,8964580	0,0557000
021.776	-1,9645460	0,0479000

continua...

continuação da Tabela 14 – Fundos com Presença de Raiz Unitária ...

025.232	-1,9856900	0,0457000
043.206	-1,9834870	0,0459000
065.048	-1,8754770	0,0583000
068.470	-1,8953720	0,0558000
071.617	-1,8390210	0,0631000
085.219	-1,8285510	0,0645000
086.665	-1,9086560	0,0542000

Os resultados dos testes estão disponibilizados no Apêndice 02.

- b) a implementação dos testes DF e PP para os modelos de regressão com intercepto e sem tendência, equação (28), demonstram que, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , a hipótese nula é rejeitada em favor da alternativa, sugerindo a inexistência de raiz unitária em modelos de regressão que utilizem as séries de retornos para fins de previsão, como é o caso do alfa de Jensen (1968).

Nos Apêndices 03 e 05 estão descritos os resultados dos testes.

- c) embora não aplicados no contexto deste trabalho, os testes DF e PP, quando implementados sobre a equação (29), também rejeitam a hipótese nula de existência de raiz unitária nas séries de retornos utilizadas neste trabalho, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ . Os resultados desses testes estão demonstrados nos Apêndices 04 e 06.

### 5.1.2. – Estacionariedade – Ajustamento dos Dados

O acolhimento da hipótese nula no modelo de regressão sem intercepto para algumas das séries de retornos, como vista acima, implicou na transformação dessas séries de forma a

conferir-lhe estacionariedade. Fato que ocorreu computando-se a primeira diferença de um processo I(1), transformando-o em I(0), tal como a equação abaixo:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} + u_t \quad (57)$$

As séries transformadas envolveram os seguintes Fundos:

Tabela 15 – Fundos cujas Séries foram Transformadas

Fundos	
009.768	043.206
014.451	065.048
015.725	068.470
018.163	071.617
021.611	085.219
021.776	086.665
025.232	

A transformação processada foi particularmente útil na apuração do Índice do Treynor, cujo coeficiente  $\beta$  é apurado em modelo de regressão sem intercepto.

### 5.1.3. – Estacionariedade – Percepção Geral

Ambos os testes, DF e PP, demonstram com boa margem de segurança que a grande maioria das séries de retornos, inclusive a do *benchmark*, utilizadas neste estudo são desprovidas de raiz de unitária, sugerindo:

- a) estabilidade das variáveis envolvidas, essencial à consistência de previsibilidade;
- b) atenuação de resultados duvidosos, por evitar-se regressões espúrias;

- c) que, de forma estatisticamente consistente, o gestor soube aproveitar-se da não-eficiência temporária do mercado para obter retornos adicionais ao longo do tempo.

#### 5.1.4. – Normalidade

O teste de normalidade<sup>20</sup> de Jarque-Bera (1987) postula as seguintes hipóteses:

$$H_0: JB \sim N(0, \sigma^2)$$

$$H_1: JB \neq N(0, \sigma^2)$$

Considerando que o tamanho da amostra corresponde a  $n = 72$ , temos, por aproximação, que o valor crítico de rejeição da hipótese nula ficaria é igual  $JB_\alpha = 4,27$ .

Os resultados podem ser assim sumariados:

- a) *benchmark* de mercado (IRF): o resultado do teste Jarque-Bera (JB) rejeita fortemente, ao nível de significância  $\alpha = 0,01$ , a hipótese de normalidade dos retornos do IRF ao longo do período de análise.

Tabela 16 – Teste Jarque-Bera para o *benchmark* de mercado (IRF)

Série	JB	Valor-P
IRF	30,62549*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% \*\* 5% e \*\*\* 10%

<sup>20</sup> Executados na versão 5.1 do software econométrico EViews.



b) retornos dos fundos participantes da amostra:

No Apêndice 07 estão identificados o Fundo participante da amostra, o resultado do teste Jarque-Bera (JB), o Valor-P do teste, bem como a sinalização “sim/não” para a questão da normalidade.

Observa-se que, a exceção do Fundo 086924, os demais apresentam resultado de teste (JB) bem superiores a 4,27 ( $JB_{\alpha}$ ,  $\alpha = 0,05$ ).

A magnitude do Valor-P comparativamente ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , sugere o acolhimento da hipótese alternativa, de assimetria dos retornos, em detrimento da hipótese nula.

Nesse mister, cabe ressaltar que a não rejeição de normalidade para o Fundo 020192 pode estar sendo afetada pela não adequação da estatística aos critérios de assintoticidade proposta pela modelagem Jarque-Bera (1987), fato que não invalida nossa constatação anterior, uma vez que o valor do teste mostra-se superior ao valor crítico.

A assimetria de retornos, inclusive do *benchmark* de mercado (IRF), dá fortes indícios de que houve momentos de não-eficiência temporária, da qual se pode inferir que os gestores dos fundos analisados souberam capturar ganhos adicionais decorrentes desse fenômeno.

## 5.2. – Análise do Desempenho

A análise de desempenho abrange o período que se estende de maio/2001 até abril/2007, em períodos contíguos de 12, 24 e 36 meses, conforme quadro a seguir:

Tabela 17 – Períodos Contíguos – Desempenho

Período	meses		
	12	24	36
<b>P1</b>	Mai/2001-Abr/2002	Mai/2001-Abr/2003	Mai/2001-Abr/2004
<b>P2</b>	Mai/2002-Abr/2003	Mai/2003-Abr/2005	Mai/2004-Abr/2007
<b>P3</b>	Mai/2003-Abr/2004	Mai/2005-Abr/2007	
<b>P4</b>	Mai/2004-Abr/2005		
<b>P5</b>	Mai/2005-Abr/2006		
<b>P6</b>	Mai/2006-Abr/2007		

Neste tópico são encontradas análises sucintas dos retornos nominal e real, além da mensuração de desempenho computada pelos Índices de Sharpe, de Treynor e do Alfa de Jensen. Ao término, apresenta-se um visão global do desempenho dos fundos ao longo do horizonte temporal.

### 5.2.1. – Indicadores Nominais

No quadro-resumo a seguir estão descritas estatísticas básicas obtidas a partir das séries de retornos (Fundos), benchmark de mercado (IRF), taxa livre de risco (Poupança) e deflator (IPCA). As informações estão expressas em percentuais (%) ao mês e abrangem o período amostral de 72 meses, entre maio/2001 e abril/2007. Tais informações são reportadas em sua forma bruta.

Tabela 18 – Indicadores Nominais

<b>Indicadores</b>	<b>Fundos</b>	<b>IRF</b>	<b>Poupança</b>	<b>IPCA</b>
<b>Estatística</b>				
<b>média</b>	1,3101942	1,5724914	0,7262741	0,6080556
<b>mediana</b>	1,3140792	1,5101015	0,6978845	0,5150000
<b>desvio-padrão</b>	0,4909758	0,6826088	0,1039352	0,5127271
<b>coeficiente de variação</b>	37,4735134	43,4093820	14,3107402	84,3224040
<b>mínimo</b>	-7,2588086	-0,7106374	0,5460290	-0,2100000
<b>máximo</b>	3,8133638	3,8371285	1,0492325	3,0200000

O retorno nominal médio dos fundos foi de aproximadamente 1,31% a.m. contra 1,57% a.m. do *benchmark*. Em termos médios, o índice de mercado superou o retorno dos fundos cerca de 0,26% a.m..

No sentido de checar a consistência estatística dessa diferença, postulamos as seguintes hipóteses:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \rightarrow H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \rightarrow H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

Por analogia à comparação de médias de amostras aleatórias independentes, a hipótese nula será submetida à estatística de teste dada pela equação (35), com os devidos ajustes.

A hipótese nula será rejeitada se  $|z| > z\text{-crítico}$ , ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ .

O resultado do teste rejeitou a hipótese nula, fato corroborado pelo Valor-P (0,0081220), e confirmado pelo intervalo de confiança a 95% [0,0680766; 0,4565178]. Dessa forma, há fortes evidências no sentido de que o índice de mercado apresentou performance superior à média de retorno dos fundos observados.

Há que se considerar, porém, que o *benchmark* de mercado é um construto que, por natureza, não é suscetível a custos transacionais nem a despesas com impostos. Fato que não se verifica com os retornos dos fundos, que são diluídos desses custos e sofrem tributação quando auferem ganhos. Dessa forma, se os custos transacionais forem iguais ou superiores à diferença entre a média de retorno do *benchmark* e a média de retorno dos fundos, considerando ainda que não há degradação da média desses últimos na hipótese de prejuízo, estaria aberta a oportunidade para acreditar-se na manutenção da igualdade das médias.

Ademais, a despeito de seu melhor desempenho, a variabilidade do IRF (~ 43,41%) foi superior àquela registrada pelos fundos (~37,47%), fato também demonstrado pelo desvio-padrão de ambos indicadores, sinalizando que a volatilidade do índice de mercado foi de 0,68% a.m. contra 0,50% a.m. apurada para os fundos.

Ainda de forma consolidada, observa-se que as medianas dos fundos e do *benchmark* praticamente se igualam às suas respectivas médias, sugerindo uma forte concentração de retornos no centro da distribuição amostral. Os fundos registraram retornos mínimos bem mais expressivos que o *benchmark*. Contudo, percebe-se que os retornos máximos proporcionados por ambos são de mesma grandeza.

A caderneta de poupança, utilizada neste trabalho como o ativo livre risco, registrou retorno médio próximo de 0,73% a.m. centrando-se em torno dos 0,70% a.m., com volatilidade próxima dos 0,10% a.m..

No período, poucas foram as vezes que a poupança chegou a propiciar rendimento superior a 1% a.m., exceto quando registrou a máxima de 1,04% no mês de julho/2003, mantendo-se a partir de então e até o fim do período de análise em torno de seu valor médio mensal.

No período de análise, a inflação, medida pelo IPCA, registrou sua maior alta em novembro/2002 quando chegou a 3,02% a.m.. Junho/2006 foi o mês em que se verificou a menor variação, atingindo -0,21%. Na média, o índice situou-se próximo de 0,61% a.m., centrado em cerca de 0,52% a.m., com volatilidade mensal bem próxima da mediana.

#### 5.2.2. – Retorno Real

Neste quadro descrevemos os retornos médios mensais dos Fundos, do IRF e da Poupança, em termos percentuais (%) reais, isto é, deflacionados pelo IPCA.

Tabela 19 – Retorno Real

<b>Indicadores</b>	<b>Fundos</b>	<b>IRF</b>	<b>Poupança</b>
<b>Estatística</b>			
<b>média</b>	0,6998151	0,9604905	0,1198827
<b>mediana</b>	0,7240877	0,9980438	0,1660816
<b>desvio-padrão</b>	0,6056171	0,7626774	0,4835639
<b>coeficiente de variação</b>	86,5395876	79,4049915	403,3642051
<b>mínimo</b>	-7,8943377	-1,8782858	-2,1881945
<b>máximo</b>	3,5001246	3,1665460	1,0702884

No período, o retorno real médio dos fundos foi de aproximadamente 0,70% a.m. frente a 0,96% a.m. registrado pelo *benchmark*. Este último superou a média de retorno dos fundos cerca de 0,26% a.m..

A análise estatística dessa diferença ocorreu de maneira análoga à que propusemos para os retornos nominais.

O resultado do teste rejeita igualmente a hipótese de nula de igualdade das médias, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ . Essa constatação é suportada pelo Valor-P (0,0231336) e ratificada pelo intervalo de confiança a 95% [0,0357239; 0,4856269]. Esses resultados sinalizam que o índice de mercado apresentou desempenho superior ao retorno médio dos fundos.

Contudo, há que se considerar que o *benchmark* de mercado é um construto que, por natureza, não é suscetível a custos transacionais nem a despesas com impostos. Fato que não se verifica com os retornos dos fundos, que são diluídos desses custos e sofrem tributação quando auferem ganhos. Dessa forma, se os custos transacionais forem iguais ou superiores à diferença entre a média de retorno do *benchmark* e a média de retorno dos fundos, considerando ainda que não há degradação da média desses últimos na hipótese de prejuízo, estaria aberta a oportunidade para acreditar-se na manutenção da igualdade das médias.

Em termos reais, a variabilidade dos indicadores é expressiva. A poupança apresenta a maior dispersão relativa (403,36%). Por seu turno, a média real de retornos dos fundos mostrou-se mais volátil (~ 86,54%) que o IRF (~ 79,4%), segundo o coeficiente de variação.

Há registro de perda acentuada nos fundos vis-à-vis a detectada pelo índice de mercado. Todavia, os fundos e o *benchmark* demonstram ter proporcionado ganhos reais máximos equivalentes.

Por seu turno, a caderneta de poupança obteve, no período de análise, retorno médio real próximo de 0,12% a.m.. O ganho real máximo chegou a 1,07% a.m. contra perdas reais de 2,19% a.m..

### 5.2.3. – Índice de Sharpe

As tabelas adiante demonstradas sintetizam estatísticas apuradas a partir do desempenho mensurado pelo Índice de Sharpe (IS) para os diversos períodos contíguos de análise (12, 24 e 36 meses), dentro do horizonte amostral de 72 meses.

Cada período, que sempre se inicia no mês de maio de um ano e termina em abril do ano seguinte, é denotado por “P” seguido de um numeral compreendido no intervalo [1, 6].

Após demonstrar os resultados de forma individualizada, o quadro explicita a visão global de desempenho dentro de cada período contíguo de comparação (12, 24 ou 36 meses).

Inicialmente são apresentadas estatísticas descritivas básicas (média, mediana, desvio-padrão, mínimo e máximo) para, em seguida, evidenciar alguma inferência sobre tais medidas. Nesse caso, mediante a construção de intervalos de confiança, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ .

a) Período de 12 meses

Tabela 20 – Índices de Sharpe – 12 Meses

Período / Estatística	P1	P2	P3	P4	P5	P6	Global
<b>Média</b>	2.2449689	0.8962768	1.3141962	2.7527887	2.1881832	1.0887594	1,7475289
<b>Mediana</b>	2.4500759	1.0352617	1.4520933	3.1937896	2.4403514	1.2834813	1,5100152
<b>Desvio-Padrão</b>	0.8611447	0.4707539	0.4097840	1.4357431	0.7549736	0.6386156	1,0730372
<b>Mínimo</b>	-1.0621086	-0.2742038	-0.5578876	-2.6869699	-1.3974609	-1.9632622	-2,6869699
<b>Máximo</b>	3.2507275	2.1595441	1.8749116	4.2265349	2.8695352	1.8585531	4,2265349
<b>Intervalo de Confiança</b>							
<b>Li</b>	2.0062762	0.7657929	1.2006120	2.3548283	1.9789190	0.9117475	1,6261055
<b>Ls</b>	2.4836617	1.0267608	1.4277805	3.1507491	2.3974474	1.2657714	1,8689523
<b>Frequência</b>							
<b>Positivos</b>	49	48	49	48	49	47	48,33
<b>Negativos</b>	1	2	1	2	1	3	1,67

De forma global, o índice médio ficou próximo de 1,75, centrado em 1,51. A amostra apresentou máximo de 4,23 e mínimo de -,70.

A frequência de indicadores positivos é expressiva, representando cerca de 97% da amostra contra 3% de índices negativos no mesmo período.

A partir desses dados e considerando a variância dos índices no período de análise, foi possível construir um intervalo de confiança para a média, que a 95% corresponde a [1,63;1,87]. Equivale dizer, com razoável segurança que, em termos médios, os fundos apresentaram desempenho positivo e superior a 1, conforme aferição dada pelo IS.

O IS expressa a recompensa devida pela variabilidade dos retornos por unidade de risco tomada. No consolidado, a média do desvio-padrão real dos retornos dos fundos ficou próxima de 0,42% a.m.. Assim, com base no intervalo de confiança construído acima, é



possível afirmar com certa margem de segurança que o excesso de retorno médio mensal do fundo situou-se no intervalo [0,68%, 0,79%] após ajustamento ao risco.

b) Período de 24 meses

Tabela 21 – Índices de Sharpe – 24 Meses

<b>Período</b>	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>Global</b>
<b>Estatística</b>				
<b>Média</b>	1.0453755	1.2746072	1.5288283	1,2829370
<b>Mediana</b>	1.1470820	1.4368958	1.7756198	1,4306751
<b>Desvio-Padrão</b>	0.4836090	0.4840065	0.6499864	0,5763159
<b>Mínimo</b>	-0.3924265	-0.8145965	-1.5976838	-1,5976838
<b>Máximo</b>	2.0736064	1.8667412	2.2277176	2,2277176
<b>Intervalo de Confiança</b>				
<b>Li</b>	0.9113284	1.1404499	1.3486646	1,1907090
<b>Ls</b>	1.1794226	1.4087645	1.7089921	1,3751651
<b>Frequência</b>				
<b>Positivos</b>	48	49	49	48,67
<b>Negativos</b>	2	1	1	1,33

Comparativamente aos resultados para períodos de 12 meses, observa-se atenuação do nível de volatilidade do indicador, com a média muito próxima da mediana, além dos valores de mínimo e máximo globais mostrarem-se concentrados no último período.

Apurou-se que o IS global médio para períodos contíguos de 24 meses fica próximo de 1,30, centrando-se amostralmente em torno de 1,43. Novamente não se percebe frequência acentuada de índices negativos, que corresponde a apenas 3% do total amostrado, mas uma elevada incidência de indicadores positivos (97%).

Infere-se que há 95% de chances de a média do IS para 24 meses situar-se no intervalo de confiança [1,19; 1,38]. Embora ligeiramente inferior ao observado para períodos contíguos de

12 meses, esse intervalo sugere que o IS para o período de análise foi superior à unidade e não negativo.

Dessa forma, considerando que a média do desvio-padrão dos retornos para períodos contíguos de 24 meses foi de aproximadamente 0,50% a.m., o excesso de retorno após ajustamento ao risco está compreendido no intervalo [0,60% a.m.; 0,70% a.m.]. Este fato corrobora, até o momento, a geração de valor por parte dos gestores.

c) Período de 36 meses

Tabela 22 – Índices de Sharpe – 36 Meses

<b>Período</b>	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>Global</b>
<b>Estatística</b>			
<b>Média</b>	0.9968109	1.5260986	1,2614547
<b>Mediana</b>	1.1266036	1.7363593	1,3132336
<b>DP</b>	0.4022452	0.6662298	0,6087007
<b>Mínimo</b>	-0.4034757	-1.3599618	-1,3599618
<b>Máximo</b>	1.5444952	2.1174747	2,1174747
<b>Intervalo de Confiança</b>			
<b>Li</b>	0.8853163	1.3414325	1,1421516
<b>Ls</b>	1.1083055	1.7107647	1,3807579
<b>Frequência</b>			
<b>Positivos</b>	49	49	49
<b>Negativos</b>	1	1	1

Os resultados globais indicam que o IS tende a concentrar-se próximo de 1,30, com volatilidade que parece estabilizar-se em torno de 0,61, sobretudo se comparada a períodos menores. O mínimo e máximo globais registrados estão compreendidos no último período, com reflexos que atenuam a média apurada. A incidência de índices positivos é expressiva (98%) contra apenas 2% de índices negativos.

O intervalo de confiança a 95% para as médias corresponde a [1,14; 1,38], sugerindo índices médios positivos e superiores a 1. Assim, considerando que a média dos desvios-padrão reais dos retornos foi de aproximadamente 0,52% a.m., seria possível afirmar que o excesso de retorno dos fundos para períodos contíguos de 36 meses está compreendido no intervalo [0,59% a.m.; 0,72% a.m.] após ajustamento ao risco.

Com esse intervalo, a projeção de ganhos reais fica entre 7,08% a.a. e 8,64% a.a.. Com isto, pode-se afirmar, com razoável certeza, que houve agregação de valor à gestão dos fundos, também no longo prazo.

#### 5.2.4. – Índice de Treynor

O teste DF sobre o modelo de regressão dado pela equação (27), típico da formulação proposta por Treynor (1965), que não prevê em sua modelagem a existência de intercepto, sinalizou a existência de raiz unitária em algumas séries constantes de nosso espaço amostral, fato que implicou na transformação das mesmas com vistas a assegurar-lhes estacionariedade que, por sua vez, confere estabilidade e consistência dos regressores utilizados em previsões.

Após tais transformações, obtivemos resultados cujas estatísticas resumimos nos quadros abaixo.

##### a) Análise do beta

O beta foi obtido pelo processamento da regressão<sup>21</sup> dada pela equação (37).

---

<sup>21</sup> Para o processamento foi utilizado o software econométrico Eviews 5.1.

A tabela abaixo resume estatísticas descritivas obtidas a partir da consolidação das informações para cada período contíguo compreendido no espaço amostral total (72 meses), a saber 12, 24 e 36 meses. Cada período “P” é seguido de um numeral compreendido no intervalo [1, 6].

Tabela 23 – Análise do Beta – Índices de Treynor

Meses	Períodos	$\beta_i$				Frequência		Frequência (%)	
		Médio	Mediano	Mínimo	Máximo	+	-	+	-
12	P1	0,3653463	0,4175910	-0,1914730	0,9029980	38	12	76,00%	24,00%
	P2	0,3538804	0,3761470	-0,0600270	0,7960140	48	2	96,00%	4,00%
	P3	0,3592158	0,5514520	-0,3626390	0,8709840	36	14	72,00%	28,00%
	P4	0,4063123	0,5791250	-0,4855250	0,8759820	35	15	70,00%	30,00%
	P5	0,4218544	0,6745710	-0,4126370	0,9619410	36	14	72,00%	28,00%
	P6	0,2675721	0,4648095	-0,7115540	1,4175090	34	16	68,00%	32,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3623635</b>	<b>0,4443235</b>	<b>-0,7115540</b>	<b>1,4175090</b>	<b>37,83</b>	<b>12,17</b>	<b>75,67%</b>	<b>24,33%</b>
24	P1	0,3574380	0,3262130	-0,1008130	0,8031680	49	1	98,00%	2,00%
	P2	0,3744809	0,5608205	-0,2836920	0,8198900	36	14	72,00%	28,00%
	P3	0,3691457	0,6055550	-0,4656050	1,1175810	36	14	72,00%	28,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3670215</b>	<b>0,4353915</b>	<b>-0,4656050</b>	<b>1,1175810</b>	<b>40,33</b>	<b>9,67</b>	<b>80,67%</b>	<b>19,33%</b>
36	P1	0,3579095	0,3876305	-0,1236450	0,8059760	49	1	98,00%	2,00%
	P2	0,3815749	0,5910785	-0,4722670	1,0113270	36	14	72,00%	28,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3697422</b>	<b>0,4553115</b>	<b>-0,4722670</b>	<b>1,0113270</b>	<b>42,5</b>	<b>7,5</b>	<b>85,00%</b>	<b>15,00%</b>

Essa tabela reporta dados brutos computados a partir do processamento da regressão explicitada pela equação (37). Após considerações sobre esses dados, abordaremos a significância dos mesmos em termos de consistência estatística.

É possível depreender que o beta médio dos fundos situa-se muito próximo 0,36, ao passo que o coeficiente mediano gira em torno de 0,45, posicionando o centro da amostra em torno desse valor. O quadro sinaliza que o beta mínimo é negativo compreendido entre ]-0,71; -0,46[, enquanto betas máximos parecem variar entre 1,01 e 1,42.

Os dados sugerem que em 80% das vezes encontraremos  $\beta > 0$  e cerca de 20%  $\beta < 0$ . A maior ocorrência de betas positivos foi verificada em no ciclo de 36 meses (85%), ao passo que o maior número de betas negativos foi registrado em ciclos de 12 meses (24,33%).

Considerando os betas médio e mediano apurados e que ocorra uma variação percentual de 1% no prêmio de risco, os coeficientes apurados sinalizariam oscilação no retorno dos fundos próxima de (i) 0,36% a.m., se apurada pela média, ou de (ii) 0,45% a.m. quando calculada pela mediana de retornos. Importa dizer que tais variações são medidas em termos reais.

Observamos, ainda, que a correlação dos betas médios para 12, 24 e 36 meses varia de moderada (0,63) a forte (0,98).

O quadro abaixo demonstra a significância estatística dos betas em cada um dos períodos que compõe a amostra:

Tabela 24 – Significância Estatística do Beta – Índice de Treynor

Meses	Períodos	FREQUÊNCIA - SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA DO $\beta_i$				Total
		Significativos		Não Significativos		
		+	-	+	-	
12	P1	36	1	13	0	50
	P2	36	1	10	3	50
	P3	45	5	0	0	50
	P4	32	3	15	0	50
	P5	47	3	0	0	50
	P6	38	9	3	0	50
24	P1	41	1	7	1	50
	P2	44	5	1	0	50
	P3	39	10	0	1	50
36	P1	34	1	14	1	50
	P2	46	3	1	0	50

Quanto à consistência estatística dos betas, constatamos que, na média, os testes rejeitam a hipótese nula em 85% das vezes para períodos de 12 meses. Para períodos de 24 meses, o teste de hipóteses suporta que, na média, 93% dos betas são diferentes de zero. Relativamente ao último ciclo, de 36 meses, a hipótese nula é rejeitada, em média, 84% das vezes.

Dessa forma, com razoável margem de segurança, é possível afirmar que, na média, 87% dos betas são estatisticamente significativos ao nível  $\alpha = 0,05$ .

Considerando que mais de 80% dos betas são positivos e estatisticamente significativos, pode-se inferir que esses coeficientes importam em adição de valor real da ordem de 0,36% a.m. (4,32% a.a.), se aferida pela média, ou de 0,45% a.m. (5,40% a.a.), se apurada pela mediana de retornos para cada ponto percentual de variação no prêmio de risco de mercado.

Corroborar essa nossa percepção o fato de que, em termos reais, a média e a mediana do prêmio de risco situam-se próximas de 0,84% a.m.. Há indícios que reforçam que a média possui 95% de chances de situar-se no intervalo de confiança [0,70; 0,99] muito próximo de 1%, como se observou na interpretação econômica do beta.

Testes postulando  $H_0: \beta = 1$ , ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , rejeitou a hipótese nula 94% das vezes, tendo sido admitida apenas em 6% dos casos.

Esse resultado corrobora, em nossa visão, o fato de os betas dos fundos de investimentos de renda fixa objeto deste estudo tenderem a ser positivos, mas inferiores a 1.

A seguir demonstramos o resumo das avaliações pelo Índice de Treynor (IT). Em termos de apresentação, a disposição das informações é a mesma observada para abordagem do Índice de Sharpe.

Na seção em que se abordou os resultados dos testes de estacionariedade, registrou-se que o teste Dickey-Fuller para modelos de regressão com ausência de intercepto, como é o caso do beta obtido na regressão de Treynor, sinalizou a existência de raiz unitária em algumas séries de retornos. Fato que implicou na transformação das séries em questão, com vistas ao cálculo das regressões.

Apuradas as regressões, constatamos que os betas obtidos para os fundos com problemas de raiz unitária eram mínimos, em sua maioria negativos, e pouco significativos estatisticamente, gerando indicadores de desempenho de baixa capacidade explicativa, seja sob a ótica estatística ou financeira. Assim, por destoarem do perfil, tais fundos foram excluídos da amostra.

Tabela 25 – Fundos Excluídos da Amostra – Índice de Treynor

<b>Fundos Excluídos</b>	
009768	043206
014451	065048
015725	068470
018163	071617
021611	085219
021776	086665
025232	042374

A partir dessa exclusão, a amostra de fundos utilizada passou a contar com 36 elementos em cada um períodos de análise.

b) Período de 12 meses

Tabela 26 – Índices de Treynor – 12 Meses

<b>Período</b> <b>Estatística</b>	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>P4</b>	<b>P5</b>	<b>P6</b>	<b>Global</b>
<b>Média</b>	1,1661573	1,8107300	1,1159729	0,8319911	0,8975586	0,6389997	1,0769016
<b>Mediana</b>	1,1739369	1,8095070	1,1160148	0,8740252	0,9016633	0,6558246	0,9147344
<b>Desvio-Padrão</b>	0,0578731	0,5121004	0,0661701	0,1117268	0,0147803	0,0527854	0,4310053
<b>Mínimo</b>	1,0156311	0,7450557	0,9966951	0,3781658	0,8457880	0,4766318	0,3781658
<b>Máximo</b>	1,3451967	3,2397103	1,4054459	0,9334362	0,9154354	0,7371012	3,2397103
<b>Intervalo de Confiança</b>							
<b>Limite Inferior</b>	1,1472524	1,6434470	1,0943577	0,7954944	0,8927304	0,6217568	1,0194233
<b>Limite Superior</b>	1,1850622	1,9780131	1,1375881	0,8684879	0,9023867	0,6562427	1,1343799
<b>Frequência</b>							
+	36	36	36	36	36	36	36
-	0	0	0	0	0	0	0

De forma geral, no período de 12 meses o IT médio ficou próximo de 1,08. A mediana sugere que o centro da amostra gira em torno de um IT próximo de 1. O IT máximo global, 3,24, foi observado no período P2, enquanto o mínimo (0,38) foi verificado em P4.

No mais das vezes, mínimo e máximo ficaram bem próximos de 1. Não há ocorrência de índices negativos ou inferiores a zero.

Com base nessas estatísticas, observamos que há 95% de chances de que o IT médio esteja situado no intervalo [1,02; 1,13] para períodos de 12 meses.

Tal performance sugere que, após ajustamento ao risco, a gestão foi capaz de agregar valor ao fundo.



c) Período de 24 meses

Tabela 27 – Índices de Treynor – 24 Meses

<b>Período</b>	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>Global</b>
<b>Estatística</b>				
<b>Média</b>	1,5450326	0,9748048	0,7460427	1,0886267
<b>Mediana</b>	1,6202030	0,9899062	0,7616799	0,9899062
<b>Desvio-Padrão</b>	0,2582979	0,0739893	0,0520059	0,3720606
<b>Mínimo</b>	0,9917645	0,8080037	0,5334822	0,5334822
<b>Máximo</b>	2,2419675	1,2145599	0,8107308	2,2419675
<b>Intervalo de Confiança</b>				
<b>Límite Inferior</b>	1,4606569	0,9506354	0,7290545	1,0184570
<b>Límite Superior</b>	1,6294084	0,9989742	0,7630310	1,1587965
<b>Frequência</b>				
<b>Positivos</b>	36	36	36	36
<b>Negativos</b>	0	0	0	0

Comparando-se os resultados globais de 24 meses com os 12 meses, percebe-se certa estabilização do IT médio em torno de 1,08, com centro de amostra em 1. Os pontos de máximo e mínimo encontram-se nas extremidades dos períodos, quando P1 registra o maior IT (2,24), enquanto o menor (0,53) é verificado em P3. De forma semelhante, não foram observados índices negativos nem inferiores a zero.

O intervalo de confiança para este período corrobora a percepção de estabilização do índice. Com base nessa estatística, há 95% de chances que o IT médio esteja compreendido no intervalo [1,02; 1,15]. Resultado que conduz à conclusão que a gestão agregou valor ao fundo, após ajustamento dos retornos ao risco.

d) Período de 36 meses

Tabela 28 – Índices de Treynor – 36 Meses

<b>Período</b>	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>Global</b>
<b>Estatística</b>			
<b>Média</b>	1,3951753	0,7837400	1,0894576
<b>Mediana</b>	1,4121321	0,7987064	0,9556073
<b>Desvio-Padrão</b>	0,1730135	0,0440483	0,3324036
<b>Mínimo</b>	1,0438847	0,6401944	0,6401944
<b>Máximo</b>	1,9268017	0,8673300	1,9268017
<b>Intervalo de Confiança</b>			
<b>Limite Inferior</b>	1,3386586	0,7693512	1,0126777
<b>Limite Superior</b>	1,4516920	0,7981288	1,1662376
<b>Frequência</b>			
<b>Positivos</b>	36	36	36
<b>Negativos</b>	0	0	0

Ratificando constatação anterior, a média do IT para 36 meses também gira em torno de 1,08, com mediana próxima de 1. A menor performance foi observada em P2 (0,64), enquanto o melhor desempenho ocorreu em P1 (1,93).

O intervalo de confiança a 95% sugere que, em média, o IT ficou situado no intervalo [1,01; 1,17], sinalizando agregação de valor ao fundo mesmo após ajustamento ao risco.

#### 5.2.5. – Alfa de Jensen

Em etapa anterior ao processamento do modelo de regressão proposto por Jensen (1968), a variável explicada (retornos reais mensais) e o índice de mercado foram submetidos a testes de estacionariedade. A implementação dos testes DF e PP sobre a referida modelagem rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária sobre os retornos, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ .

Com isso, foi possível computar as regressões objeto da equação (41), tendo por pressuposto a consistência dos regressores e a não geração de resultados duvidosos.

O quadro-resumo a seguir descreve comportamento do alfa, em termos de seus aspectos estatísticos básicos.

Tabela 29 – Comportamento do Alfa de Jensen

Meses	Períodos	Alfas de Jensen				Frequência		Frequência (%)	
		Médio	Mediano	Mínimo	Máximo	+	-	+	-
12	P1	0,5016566	0,5602198	-0,3146867	0,7743282	49	1	98,00%	2,00%
	P2	0,4853314	0,5973682	-0,2138715	0,8569638	46	4	92,00%	8,00%
	P3	0,3376573	0,4134068	-0,4584367	0,5942138	45	5	90,00%	10,00%
	P4	0,4474280	0,5554481	-0,4106947	0,7045184	47	3	94,00%	6,00%
	P5	0,4966907	0,6130734	-0,7645129	0,9147431	47	3	94,00%	6,00%
	P6	0,0975447	0,3261887	-2,7521796	0,5773204	41	9	82,00%	18,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3943848</b>	<b>0,4835144</b>	<b>-2,7521796</b>	<b>0,9147431</b>	<b>275</b>	<b>25</b>	<b>91,67%</b>	<b>8,33%</b>
24	P1	0,4759662	0,5662104	-0,2504558	0,7400310	48	2	96,00%	4,00%
	P2	0,3577489	0,4638624	-0,4785281	0,6304968	45	5	90,00%	10,00%
	P3	0,0903775	0,1691975	-1,1711010	0,5124973	39	11	78,00%	22,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3080309</b>	<b>0,3416373</b>	<b>-1,1711010</b>	<b>0,7400310</b>	<b>132</b>	<b>18</b>	<b>88,00%</b>	<b>12,00%</b>
36	P1	0,4779059	0,5680748	-0,2770150	0,7260934	48	2	96,00%	4,00%
	P2	0,3132973	0,4106789	-0,6466095	0,5744561	47	3	94,00%	6,00%
	<b>Global</b>	<b>0,3956016</b>	<b>0,4389374</b>	<b>-0,6466095</b>	<b>0,7260934</b>	<b>95</b>	<b>5</b>	<b>95,00%</b>	<b>5,00%</b>

Essa tabela reporta dados brutos computados a partir do processamento da regressão explicitada pela equação (41). Após considerações sobre esses dados, abordaremos a significância dos mesmos em termos de consistência estatística.

De maneira geral, os alfas médios situam-se entre 0,31 e 0,39, enquanto o intercepto mediano está compreendido entre 0,34 e 0,48. Valores mínimos variam entre -2,75 e -0,64, ao passo que foram encontrados valores máximos de alfas situados entre 0,72 e 0,91.

Em termos de sinal, os indicadores sugerem que se pode esperar maior incidência de alfas positivos (~ 91%) do que negativos (~ 9%). Fato que fica ressaltado em praticamente todos os períodos. Contudo, nota-se que há um ligeiro acréscimo na frequência de alfas negativos no período P6, do ciclo de 12 meses, e no período P3 do ciclo de 24 meses.

Na medida em que a incidência e a magnitude de  $\alpha < 0$  aumentam, verifica-se conseqüente impacto na média da distribuição. Este fato é caracterizado pela acentuada queda do alfa médio desses mesmos períodos. Percebe-se ainda, que embora não tão expressiva quanto ao que se observou nos ciclos antecedentes, o período P2 do ciclo de 36 meses também registra queda na média do alfa.

Esses episódios de baixa, ao nosso ver, parecem estar associados a fatores macroeconômicos, sobretudo relacionados aos mecanismos de transmissão de política monetária. Neste período, o governo brasileiro vinha promovendo ajustes nas taxas de juros, para cujo impacto os gestores eventualmente ainda não dispunham de estratégia para revertê-los.

Todavia, na média global, os gestores foram capazes de adicionar valor ao fundo, em termos reais e após ajustamento ao risco, em todos os ciclos (12, 24 e 36 meses).

Ao longo dos seis períodos de 12 meses, o ganho adicional real estimado pelo alfa foi de 4,73% a.a., na média.

No mesmo horizonte temporal, o alfa mediano projetou ganhos extraordinários próximos de 5,80% a.a.. Dos 300 alfas apurados ao longo dos seis ciclos de 12 meses, 150 estimaram ganhos adicionais médios de 7,48% a.a., superiores, portanto, à mediana. Dentre os que se

posicionaram abaixo dessa medida, 125 estimaram adição de valor médio da 3,67% a.a. (inclusive a média), enquanto 25 sinalizaram perdas de aproximadamente 6,45% a.a..

Embora chame a atenção e afete a média, o mínimo e o máximo apontados são pouco freqüentes e podem ser considerados discrepantes na amostra. Por conservadorismo, optamos por mantê-los.

Ao longo dos três períodos de 24 meses, a adição de valor real ao fundo estimada pelo alfa foi de 3,69% a.a., em média.

Por sua vez, o alfa mediano do mesmo período, sinalizou acréscimo da ordem de 4,10% a.a. Foram apurados ao todo 150 alfas, dos quais 75 são maiores ou iguais a mediana, projetando ganhos adicionais de cerca de 6,41% a.a.. Dentre os posicionados abaixo dessa medida, 57 deram indícios de agregação de valor de aproximadamente 2,36% a.a. e 18 estimaram perdas próximas a 3,38% a.a..

Nesse ciclo, o valor de mínimo ainda é relevante, mas percebe-se também que não há propagação de semelhante magnitude pela distribuição, quando foram identificados apenas dois alfas de mesma grandeza.

O alfa médio dos dois períodos de 36 meses projetaram ganhos adicionais reais da ordem de 4,74% a.a.

Em igual periodicidade, o alfa mediano estimou adição de valor real próxima de 5,27% a.a. Ao todo, foram observados 100 alfas. Deste total, 50 alfas são maiores ou iguais a mediana,

presumindo ganhos extraordinários da ordem de 6,76% a.a.. Dentre os de menor magnitude, 45 projetaram acréscimo de cerca de 3,54% a.a. e os outros 5 sinalizaram perdas próximas a 4,57% a.a..

O quadro a seguir demonstra a significância estatística dos alfas em cada um dos períodos que compõe a amostra:

Tabela 30 – Significância Estatística do Alfa de Jensen

Meses	Períodos	FREQUÊNCIA - SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA				Total
		Significativos		Não Significativos		
		+	-	+	-	
12	P1	46	1	3	0	50
	P2	34	1	12	3	50
	P3	35	1	10	4	50
	P4	42	1	5	2	50
	P5	40	1	7	2	50
	P6	25	6	16	3	50
	Global	37	1,83	8,83	2,34	50
24	P1	37	1	11	1	50
	P2	40	1	5	4	50
	P3	10	2	29	9	50
	Global	29	1,33	15	4,67	50
36	P1	39	1	9	1	50
	P2	39	2	8	1	50
	Global	39	1,5	8,5	1	50

Em termos globais, a média de alfas positivos e estatisticamente significativos ficou em torno de 35, o que representa 70% do total de fundos da amostra. Em contrapartida, observamos que a média de alfas negativos estatisticamente significativos ficou próxima de 2, ou cerca de 4% dos fundos participantes da amostra. A média de alfas restantes (13), positivos ou negativos, representando cerca de 26% da amostra, não são significativos estatisticamente.

O comportamento médio do coeficiente linear e sua consistência estatística sugerem que, ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , há boas razões para esperar-se geração de valor adicional ao fundo. Esta percepção parece conformar-se com o que apuramos ao construir o intervalo de confiança para as médias, como demonstra o quadro abaixo.

Tabela 31 – Intervalos de Confiança para o Alfa de Jensen

Período / Limite	12 meses						
	P1	P2	P3	P4	P5	P6	Global
Inferior	0,4465726	0,4077979	0,2759983	0,3729186	0,4030646	-0,0927994	0,3496869
Superior	0,5567407	0,5628649	0,3993162	0,5219374	0,5903169	0,2878888	0,4390827

Período / Limite	24 meses			
	P1	P2	P3	Global
Inferior	0,4137903	0,2921793	0,0033306	0,2590778
Superior	0,5381421	0,4233186	0,1774244	0,3569839

Período / Limite	36 meses		
	P1	P2	Global
Inferior	0,4185044	0,2423914	0,3468134
Superior	0,5373074	0,3842033	0,4443898

Para períodos de 12 meses, os resultados globais apontam que se pode esperar alfas médios compreendidos no intervalo [0,35% a.m.; 0,44% a.m.], o que projetaria ganhos reais adicionais entre 4,20% a.a. e 5,28% a.a.. Observamos que o período P6 foi o que apresentou resultados aquém da média global, estimando ganhos adicionais anuais entre -1,08% (perda) e 3,48%. O melhor mínimo seria esperado em P1 (5,40% a.a.) e o melhor máximo esperado ocorreu em P5, quando na média podem ter sido alcançados acréscimos de 7,08% a.a..

Como já havia sido observado, os alfas médios para 24 meses destoaram daqueles observados para o ciclo antecedente. O fenômeno que provocou a baixa performance no último período de 12 meses (P6) impactou o período P3 do ciclo de 24 meses, afetando sensivelmente a

média global. Com isso, a expectativa de retornos adicionais médios anuais situou-se no intervalo de [3,12%; 4,32%].

As expectativas mais promissoras foram observadas no período P1, quando os alfas médios projetaram rendimentos reais anuais compreendidos no intervalo [4,92%; 6,48%]. Por outro lado, nesse ciclo, o período P3 se mostra como de pior performance com resultados reais entre 0,04% a.a. e 2,16% a.a. Apesar do baixo desempenho, os intervalos de confiança afastam a hipótese de resultados negativos.

Por fim, observa-se que o efeito observado em P6 (12 meses) diluiu-se ao longo do ciclo de 36 meses, com baixo impacto sobre a performance do período P2. Essa conformação parece ter estabilizado a média que, como se constata, fica muito próxima da média global demonstrada para períodos de 12 meses.

Assim, no longo prazo os alfas mostram que se pode esperar médias de retornos reais e adicionais situadas entre 4,20% a.a. e 5,28% a.a.. Nota-se que não há sobressaltos quanto à possibilidade de se auferir resultados médios negativos.

#### 5.2.6. – Visão Global do Desempenho

A constatação de retornos assimétricos, comprovados pelos testes de Jarque-Bera, o afastamento da hipótese de raiz unitária nas séries de retornos, a aplicação dos indicadores de desempenho clássicos (Índice de Sharpe, Índice de Treynor e Alfa de Jensen), conjugados à análise estatística (descritiva e inferencial), suportam que, na média, os gestores foram



capazes de adicionar valor aos fundos, em termos reais e após ajustamento ao risco (total, aferido pelo desvio-padrão, e pelo beta, que denota o risco sistemático assumido pela gestão).

O comportamento conjugado dos diversos indicadores de desempenho sugerem, com certa margem de confiança, que se pode esperar persistência de performance estatisticamente consistente ao longo das janelas de tempo propostas neste trabalho, análise que ocupará o tópico a seguir.

### 5.3. – Análise de Persistência

A análise de persistência de performance abrange o período que se estende de maio/2001 até abril/2007, em períodos contíguos de 12, 24 e 36 meses, conforme quadro a seguir:

Tabela 32 – Períodos Contíguos – Análise de Persistência

Período	meses		
	12	24	36
<b>P1</b>	Mai/2001-Abr/2002	Mai/2001-Abr/2003	Mai/2001-Abr/2004
<b>P2</b>	Mai/2002-Abr/2003	Mai/2003-Abr/2005	Mai/2004-Abr/2007
<b>P3</b>	Mai/2003-Abr/2004	Mai/2005-Abr/2007	
<b>P4</b>	Mai/2004-Abr/2005		
<b>P5</b>	Mai/2005-Abr/2006		
<b>P6</b>	Mai/2006-Abr/2007		

Nesse contexto, serão apresentados os resultados obtidos a partir do processamento das correlações, mensuradas pelos coeficiente de Pearson, Spearman e pelo Índice de Produto Cruzado. As correlações de Pearson e de Spearman serão implementadas, respectivamente, sobre os Índices de Sharpe, Índice de Treynor e Alfa de Jensen, enquanto que a correlação medida pelo Índice de Produto Cruzado será aplicada ao comportamento dos retornos mensais

frente à mediana de retornos, tudo em conformidade com a metodologia apresentada neste trabalho.

As correlações de Pearson e de Spearman foram processadas no software estatístico SPSS 16.0, enquanto o Índice de Produto Cruzado foi calculado com o auxílio do software MS-Excel.

### 5.3.1. – Correlação de Pearson

a) 12 meses

Tabela 33 – Correlação de Pearson – 12 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P
12	P2 - P1	0,692*	0,000	0,687*	0,000	0,691*	0,000	
	P3 - P2	0,696*	0,000	0,706*	0,000	0,743*	0,000	
	P4 - P3	0,807*	0,000	0,291***	0,085	0,825*	0,000	
	P5 - P4	0,782*	0,000	0,617*	0,000	0,904*	0,000	
	P6 - P5	0,914*	0,000	0,880*	0,000	0,861*	0,000	

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Os resultados demonstram, de forma geral, que a correlação entre períodos contíguos de 12 meses varia entre moderada (0,617) e moderada-alta (0,914), com exceção de um único período cuja correlação classificáramos como fraca (0,291). Em praticamente todos os períodos, os testes demonstram que os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de significância  $\alpha = 0,01$ , dentro de nossas expectativas que seria de um  $\alpha = 0,05$ . Há um só

momento em que o valor-P extrapola nossas expectativas. Isto ocorre quando o coeficiente de correlação iguala-se a 0,291 e Valor-P  $> \alpha = 0,05$ .

A evolução do nível de correlação é relativamente crescente entre os indicadores de desempenho.

Os valores medianos estão situados nos três primeiros períodos anuais, com relativa melhora nos períodos intermediários até o final da apuração. Esse comportamento também é verificado para o Índice de Sharpe, que apresenta uma ligeira oscilação entre os períodos P5-P4, mas que encerra com uma forte correlação entre os períodos finais.

O alfa de Jensen segue a mesma tendência. No entanto, nota-se comportamento inverso ao observado para o Índice de Sharpe. A correlação entre alfas de Jensen nos períodos P5-P4 é forte e apesar da ligeira perda de força entre P6-P5 permanece num patamar ainda elevado.

Quanto ao Índice de Treynor, observa-se uma queda acentuada de força entre os períodos P4-P3, com recuperação entre os períodos subsequentes quando, ao final (P6-P5), o coeficiente torna a se fortalecer.

No consolidado, observamos que há indícios relativamente fortes e estatisticamente consistentes que suportam a persistência de desempenho para períodos de 12 meses entre todos os indicadores de desempenho, conforme apurado pelo coeficiente de correlação de Pearson.

b) 24 meses

Tabela 34 – Correlação de Pearson – 24 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P
24	P2 - P1		0,714*	0,000	0,635*	0,000	0,785*	0,000
	P3 - P2		0,838*	0,000	0,371**	0,026	0,576*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Para o horizonte temporal de 24 meses, verifica-se que os coeficientes oscilam entre 0,371 (fraca) e 0,838 (moderada-alta). A maioria dos coeficientes se mostra estatisticamente significativa ao nível  $\alpha = 0,01$ , excetuando-se o coeficiente 0,371 que se mostrou consistente ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ .

O menor coeficiente foi observado entre os períodos P3-P2 para o Índice de Treynor, quando atingiu o patamar de 0,371. Apesar de consistente ao nível de significância  $\alpha = 0,05$ , avaliamos a correlação como fraca, oposta àquela observada entre os períodos P2-P1, que registrou correlação moderada (0,635) estatisticamente significante no nível  $\alpha = 0,01$ .

A correlação para os Índices de Sharpe nesse contexto mantém a mesma evolução observada para horizontes de 12 meses. Mantém-se num padrão médio-alto entre períodos P2-P1 (0,714) com relativa melhora entre os períodos seguintes (0,838), de forma consistente do ponto de vista estatístico.

No que se refere ao alfa de Jensen, embora registre coeficientes de correlação que variam de médio (0,576) a médio-alto (0,785), estatisticamente significativos ao nível  $\alpha = 0,01$ , nota-se reversão de forças entre os períodos de análise, comportamento que parece opor-se ao verificado para horizontes de 12 meses.

A despeito das pequenas oscilações, a consistência estatística dos coeficientes parece corroborar a persistência de desempenho em períodos de 24 meses.

c) 36 meses

Tabela 35 – Correlação de Pearson – 36 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P	$\rho$	Valor-P
36	P2 - P1		0,754*	0,000	0,548*	0,001	0,669*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

No longo prazo, tendemos a classificar a correlação variou de moderada (0,548) a moderada-alta (0,754), consistentes estatisticamente ao nível de significância  $\alpha = 0,01$ .

Acompanhando o comportamento observado em horizontes temporais anteriores, o Índice de Treynor é o que apresenta a menor correlação (0,548). A correlação entre os alfas de Jensen no período alcançou 0,669, relativamente alta, enquanto o Índice de Sharpe registrou o maior o coeficiente (0,754) não destoando do que foi observado para períodos anteriores.

Igualmente à percepção registrada nos períodos anteriores, a consistência estatística do coeficiente de Pearson para todos os indicadores de desempenho confirmam que o desempenho dos fundos foi persistente também no longo prazo.

### 5.3.2. – Correlação de Spearman

a) 12 meses

Tabela 36 – Correlação de Spearman – 12 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	$r_s$	Valor-P	$r_s$	Valor-P	$r_s$	Valor-P
12	P2 - P1		0,673*	0,000	0,753*	0,000	0,663*	0,000
	P3 - P2		0,671*	0,000	0,636*	0,000	0,682*	0,000
	P4 - P3		0,757*	0,000	0,570*	0,000	0,816*	0,000
	P5 - P4		0,543*	0,000	0,777*	0,000	0,800*	0,000
	P6 - P5		0,655*	0,000	0,555*	0,000	0,737*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Em períodos de 12 meses, os coeficientes de correlação de Spearman situaram-se entre 0,543 (moderado) e 0,816 (forte). Os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível  $\alpha = 0,01$ , dentro das expectativas ( $\alpha = 0,05$ ).

Dentre os indicadores, o alfa de Jensen é o que apresenta os melhores coeficientes de correlação. Nos períodos P2-P1 e P3-P2 os coeficientes são relativamente altos [0,663; 0,682] e apresentam sensível melhora no período intermediário (0,816) e, apesar da ligeira perda de força nos períodos P5-P4 e P6-P5, ainda se mantêm relativamente elevados (0,800 e 0,737).

Por sua vez, a correlação do Índice de Sharpe manteve-se num padrão relativamente alto nos períodos iniciais [0,673; 0,671], ganhando força no período P4-P3 (0,757). Há uma ligeira perda intensidade no período P5-P4, quando registrou o coeficiente 0,543, voltando a intensificar no período P6-P5 (0,655).

Os coeficientes de Spearman entre os Índices de Treynor se mostraram ligeiramente melhores que os apurados na correlação de Pearson, sobretudo no que se refere aos períodos P4-P3, quando Pearson registrou 0,291 e Spearman apontou 0,570. Os coeficientes iniciam em médio-alto (0,753), decaem no período intermediário (0,570), tornam a ganhar força entre os períodos P5-P4 (0,777), mas sofrem ligeira queda nos períodos finais (0,555). Contudo, há clara sinalização de correlação estatisticamente consistente em todos os períodos.

No consolidado, constatamos que há indícios relativamente fortes e estatisticamente consistentes que suportam a persistência de desempenho para períodos de 12 meses entre todos os indicadores de desempenho, mensurados pelo coeficiente de correlação de Spearman.

b) 24 meses

Tabela 37 – Correlação de Spearman – 24 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	r <sub>s</sub>	Valor-P	r <sub>s</sub>	Valor-P	r <sub>s</sub>	Valor-P
24	P2 - P1		0,642*	0,000	0,551*	0,000	0,739*	0,000
	P3 - P2		0,667*	0,000	0,320***	0,057	0,455*	0,001

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Os coeficientes de correlação de Spearman para períodos de 24 meses situaram-se entre 0,320 (fraca) e 0,739 (relativamente forte). Com exceção do menor coeficiente, cuja significância somente se verifica ao nível de 10%, os demais são estatisticamente consistentes ao nível de 1%.

As correlações para o Índice de Sharpe se mostram equilibradas [0,642; 0,667], com comportamento relativamente alto. Observa-se que, enquanto a correlação dos alfas de Jensen entre os períodos P2-P1 se mostra relativamente forte (0,739), no último período (P2-P1) o coeficiente perde um pouco de força que, embora estatisticamente significativo, sinaliza uma correlação relativamente fraca (0,455). Quanto às correlações entre os Índices de Treynor, percebe-se certa sintonia entre os coeficientes medidos por Pearson e Spearman. O período inicial possui correlação mediana (0,551), mas perde força sensivelmente no período subsequente (0,320).

As evidências são no sentido de uma persistência de desempenho relativamente forte nos primeiros períodos (P2-P1) e de fraca a moderada nos períodos subsequentes (P3-P2), dentro do horizonte de médio prazo.

c) 36 meses

Tabela 38 – Correlação de Spearman – 36 Meses

Indicador de Desempenho		Índice de Sharpe		Índice de Treynor		Alfa de Jensen		
Meses	Período	Correl./Pot. Teste	r <sub>s</sub>	Valor-P	r <sub>s</sub>	Valor-P	r <sub>s</sub>	Valor-P
36	P2 - P1		0,597*	0,000	0,456*	0,005	0,749*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%



Em prazos mais longos, a correlação se mostrou compreendida num intervalo [0,456; 0,749], ou seja, de relativamente fraca a moderadamente forte. Os coeficientes são todos significativos ao nível de 1%, apesar de considerarmos o coeficiente 0,456 de pouca expressão.

Diferente do que observamos com as correlações de Pearson para o mesmo período, os alfas de Jensen são melhores correlacionados (0,749) que os Índices de Sharpe (0,597). No entanto, guardando coerência com que foi visto com o coeficiente de Pearson, o coeficiente de Spearman também sinaliza perda de força para os Índices de Treynor no longo prazo (0,456).

Vê-se que, de forma geral, as correlações parecem comportar-se de relativamente fraca (0,456) a moderadamente forte (0,749) para o longo prazo. Assim, dada a consistência estatística das correlações, os coeficientes de Spearman nos permitem afirmar a existência de persistência de desempenho, ainda que moderada, em prazos mais longos.

### 5.3.3. – Índice de Produto Cruzado

a) 12 meses

Tabela 39 – Índice de Produto Cruzado – 12 Meses

Meses	Período	Estatísticas/Potência de Teste			
		$\theta$	$\sigma$	Z	Valor-P
12	P2 - P1	2,071	0,166	4,385*	0,000
	P3 - P2	1,342	0,164	1,795***	0,073
	P4 - P3	0,669	0,164	-2,445**	0,014
	P5 - P4	1,416	0,164	2,120**	0,034
	P6 - P5	5,994	0,180	9,952*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

A inexistência de  $\theta = 1$  implica que há algum tipo de correlação entre “winner” e “loser”, podendo, até mesmo, existir repetição de desempenho entre os períodos ou mudança entre essas posições. A ocorrência de  $\theta < 1$  (P4-P3) significa que entre os períodos há mais fundos “winners” (“losers”) migrando para a posição “losers” (“winners”) do que mantendo suas posições, de forma seguida, quer como “winner” ou “loser”. Por outro lado,  $\theta > 1$  (exceto P4-P3) denota que há mais fundos mantendo desempenho quer como “winner” ou “loser” entre os períodos do que trocando posições.

Quanto à consistência de  $\theta$ , constatamos: (i) a inexistência de  $|Z| = 0$  corrobora implicitamente a rejeição de  $H_0$  ( $\theta = 1$ ); (ii) a não significância estatística de  $|Z|_{P3-P2}$  ao nível  $\alpha = 0,05$ , não possibilita assegurar o padrão de desempenho, apesar de  $\theta > 1$ ; (iii) o  $|Z|_{P4-P3}$ , significativo ao nível  $\alpha = 0,05$ , confirma que há um número considerável de fundos migrando posições de “winners” (“losers”) para “losers” (“winners”); (iv) o  $|Z|_{P5-P4}$  é estatisticamente significativo ao nível  $\alpha = 0,05$ , sugerindo que há mais “winners” (“losers”) mantendo o padrão de desempenho do que trocando posições, ainda que em menor proporção que o observado em P2-P1 e P6-P5; e finalmente (v) a magnitude de  $|Z|_{P2-P1}$  e de  $|Z|_{P6-P5}$ , bem como a significância dos testes ao nível  $\alpha = 0,05$ , sugerem que nos períodos P2-P1 e P6-P5 as chances de se encontrarem fundos que tenham mantido seu desempenho na posição “winner” (“loser”) são maiores do que trocando-as entre os períodos.

Diante de tais considerações, concluímos que: (1) pode haver maior incidência de fundos migrando posições (“winner”  $\rightarrow$  “loser”) e/ou (“loser”  $\rightarrow$  “winner”) nos pares de períodos intermediários, e (2) há grandes chances de encontrarmos fundos mantendo padrão de desempenho “winner” (“loser”), sobretudo em períodos contíguos iniciais e finais.

b) 24 meses

Tabela 40 – Índice de Produto Cruzado – 24 Meses

Meses	Período	Estatísticas/Potência de Teste			
		$\theta$	$\sigma$	Z	Valor-P
24	P2 - P1	2,188	0,118	6,655*	0,000
	P3 - P2	2,600	0,119	8,040*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Considerando que em todos os períodos o  $\theta > 1$ , temos que as chances de ocorrência de fundos WW (*Winner-Winner*) e LL (*Loser-Loser*) são maiores do que as chances de se verificar fundos WL (*Winner-Loser*) e LW (*Loser-Winner*).

Observa-se que também para períodos de 24 meses não há ocorrência de  $|Z| = 0$ , sinalizando repetição de desempenho e correlação de performance entre os períodos.

Dada a magnitude e o sinal positivo de  $|Z|$  para os períodos em questão, tem-se que um elevado percentual de “winners” (“losers”) num período permaneceu como “winners” (“losers”) no período seguinte, constatação também ratificada pela potência de teste, que rejeitou a hipótese nula ao nível de significância  $\alpha = 0,01$ .

A significância estatística dos testes ( $\text{Valor-P} < \alpha = 0,01$ ), permite-nos afirmar, com certa margem de segurança, que se pode esperar um maior percentual de fundos vencedores que tenham mantido seu desempenho quer como “winners” (vencedores) ou como “losers” (perdedores) em períodos contíguos de 24 meses.

c) 36 meses

Tabela 41 – Índice de Produto Cruzado – 36 Meses

Meses	Período	Estatísticas/Potência de Teste			
		$\theta$	$\sigma$	Z	Valor-P
36	P2 - P1	1,873	0,095	6,573*	0,000

significativo ao nível de: \* 1% , \*\* 5% e \*\*\* 10%

Nesse contexto, também constatamos que o  $\theta > 1$ . Estatisticamente isso implica que, no longo prazo, pode-se esperar que fundos WW (*Winner-Winner*) e LL (*Loser-Loser*) ocorram com mais frequência do que fundos WL (*Winner-Loser*) e LW (*Loser-Winner*).

O fato de o Z-estatístico  $\neq 0$  corrobora a existência de correlação e denota repetição de desempenho entre períodos. Em face da magnitude de Z, pode-se esperar que um elevado percentual de “winners” num período permaneceu como “winners” no período seguinte.

Assim, considerando a significância estatística dos testes ( $\text{Valor-P} < \alpha = 0,01$ ), podemos afirmar, com certa margem de segurança, que no longo prazo há certa probabilidade de serem encontrados mais fundos com desempenhos repetidos (“winners” ou “losers”) do que trocando posições (“winner”  $\rightarrow$  “loser” ou “loser”  $\rightarrow$  “winner”).

#### 5.3.4. – Análise Conjugada dos Coeficientes de Correlação

Os coeficientes de correlação de Pearson e de Spearman sobre o desempenho dos fundos, como aferido pelos diversos indicadores (Índice de Sharpe, Índice de Treynor e Alfa de Jensen), suportam, por sua consistência estatística, que ao longo do tempo os fundos

constantes da amostra apresentaram razoável persistência de desempenho em curto (12 meses), médio (24 meses) e longo (36 meses) prazos.

Observamos, ainda, que o CPR suporta que dentre os fundos analisados, um percentual considerável é mais propenso a apresentar desempenho superior de forma seguida e estatisticamente consistente, sobretudo em períodos de médio (24 meses) e longo (36 meses) prazos. Fato também corroborado pela potência dos testes estatísticos.

## 6. CONCLUSÃO

É senso comum na Academia que a área de desempenho e de persistência de performance de fundos mútuos de investimentos têm atraído a atenção de pesquisadores ao longo dos anos. Há inúmeros trabalhos publicados, sobretudo de origem norte-americana, e que têm estimulado o desenvolvimento de estudos similares em outros blocos econômicos ou países, inclusive no Brasil.

Há também consenso no sentido de que essas publicações têm se concentrado em fundos de ações, e poucos estudos têm sido desenvolvidos na área de persistência de performance de fundos de renda fixa (Blake et al. [1993], Droms e Walker [2006]).

No Brasil, onde os fundos de renda fixa detêm parcela expressiva do patrimônio líquido total dos fundos, observa-se que ainda há escassez de literatura especializada sobre esse tema. De sorte que esse trabalho vem agregar-se a outros já desenvolvidos e ainda em desenvolvimento, com vistas a propiciar o debate em torno da gestão ativa e de sua capacidade de agregar valor aos fundos, após ajustamento ao risco.

Nesse sentido, depreendemos a partir deste estudo:

1. Há evidências de que no período compreendido entre maio/2001 e abril/2007 o mercado apresentou momentos de não-eficiência temporária;
2. Há indícios razoavelmente fortes no sentido de que os gestores souberam aproveitar desses momentos de não-eficiência temporária para agregar valor à gestão dos fundos, fato corroborado pela alta rejeição da existência de raiz unitária nas séries temporais de

retornos e da existência de retornos assimétricos ao longo do período, de forma estatisticamente consistente;

3. Não encontramos evidências de que os fundos tenham “batido” o *benchmark* de mercado;
4. Os betas de fundos de investimento de renda fixa tendem a ser conservadores ou defensivos ( $\beta < 1$ ) ao longo do tempo, havendo pouca probabilidade de que sejam agressivos ( $\beta > 1$ ) ou mesmo neutros ( $\beta = 1$ ). Em todos os casos, notamos que os betas são positivos;
5. Os alfas de Jensen tendem a ser positivos, mas menores que 1;
6. A consistência e regularidade dos alfas e dos betas ao longo dos períodos (12, 24, 36 meses) permitem supor que esses coeficientes detêm informação sobre o desempenho futuro de tais fundos para horizontes de curto, médio e longo prazos;
7. O desempenho dos fundos, aferido pelos indicadores de performance (Índice de Sharpe, Índice de Treynor e alfa de Jensen), suportam a tese de que os gestores conseguiram entregar retornos adicionais aos fundos, de forma consistente e positiva, após ajustamento ao risco;
8. Os coeficientes de correlação de Pearson e de Spearman, respectivamente, tanto por sua magnitude e sinal quanto por sua consistência estatística, dada pela robustez dos testes

empregados, sugerem que os fundos analisados demonstraram persistência de desempenho de forma moderada a alta, ao longo de todos os períodos de análise;

9. Há evidências que suportam, sobretudo no médio e no longo prazos, de que se pode esperar percentual mais elevado de gestores que sejam capazes de entregar retornos, no mínimo na mediana de mercado; e
10. Por fim, de forma conjugada, os resultados obtidos neste trabalho demonstram que a gestão ativa não apenas não é destrutiva, mas agrega valor aos fundos, de forma consistente e persistente, em bases ajustadas ao risco.



## **7. SUGESTÃO DE PESQUISA**

No intuito de ampliar a disponibilização de literatura especializada na área da gestão de fundos de investimentos de renda fixa, sugerimos que se desenvolvam novas pesquisas relacionadas às seguintes temáticas:

- a) realizar novos testes, abrangendo maior janela de tempo, à medida que forem se consolidando e ampliando a base dados disponível ao longo do tempo.
- b) analisar o efeito sobrevivência sobre a persistência de desempenho dos fundos de renda fixa.
- c) avaliar o efeito tamanho e custos transacionais sobre a persistência de fundos de renda fixa.
- d) desenvolver metodologias específicas a serem empregadas no processo de avaliação de fundos de renda fixa.

## REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

AGRESTI, Alan; FINLAY, Barbara. **Statistical methods for the social sciences**, 3. ed., Upper Saddle River: Prentice-Hall, Inc., 1997.

AMENC, Noël; SOURD, Véronique le. **Portfolio theory and performance analysis**. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2003.

ANDAKU, Fabio T. A.; PINTO, Antonio C. F. A persistência de desempenho dos fundos de investimentos em ações no Brasil. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 2, p. 23-33, Abril-Junho 2003.

BANCO SAFRA. **Manual de marcação a mercado – Safra Asset Management**. APC – Risco de Mercado, versão 2.4, p.2, mar. 2007. Disponível em: [www.safranet.com.br/conteudo/asset/marcacao/marcacao.pdf](http://www.safranet.com.br/conteudo/asset/marcacao/marcacao.pdf). Acesso em: 08 set. 2007.

BLAKE, Christopher R.; ELTON, Edwin J.; GRUBER, Martin J. The performance of bond mutual fund. **Journal of Business**, v. 66, n. 3, p. 371-403, 1993.

BRASIL. Instrução CVM n.º 409, de 18 de agosto de 2004. Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação de informações dos fundos de investimentos. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, ago. 2004. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/>>. Acesso em: 6 set. 2007.

BRASIL. Instrução CVM n.º 450 de 30 de março de 2007. Altera as Instruções CVM n.ºs. 409, de 18 de agosto de 2004, 306, de 5 de maio de 1999, 387, de 28 de abril de 2003 e 391, de 16 de julho de 2003 e revoga as Instruções CVM n.ºs 316, de 15 de outubro de 1999, 322, de 14 de janeiro de 2000, 326, de 11 de fevereiro de 2000, 327, de 18 de fevereiro de 2000, 329, de 17 de março de 2000, 336, de 15 de maio de 2000, e 338, de 21 de junho de 2000. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 03 abr. 2007. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/>>. Acesso em: 6 set. 2007.

BRASIL. Instrução CVM n.º 456 de 22 de junho de 2007. Altera as Instruções CVM n.ºs 409, de 18 de agosto de 2004, e 332, de 4 de abril de 2000. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 26 jun. 2007. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/>>. Acesso em: 6 set. 2007.

BRAZ NETO, Hélio Vieira. **Análise de desempenho de investimento – uma avaliação dos gestores de renda fixa no Brasil**. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Programa de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração e Economia – Faculdades Ibmec Rio de Janeiro, 2005.

BROWN, Stephen J.; GOETZMANN, William N. Performance persistence. **The Journal of Finance**, v. L, n. 2, p. 679-698, June 1995.

CARHART, Mark M. On persistence in mutual fund performance. **The Journal of Finance**, v. LII, n. 1, p. 57-82, March 1997.

CASTRO, Bruno Ribeiro. **Comparação do desempenho de fundos ações ativos e passivos**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Administração e Economia – Faculdade Ibmec São Paulo, 2007.

CAVALCANTE, Francisco; MISUMI, Jorge Y.; RUDGE, Luiz F. **Mercado de capitais – o que é, como funciona**, 6. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

CERETTA, Paulo Sérgio; COSTA JR., Newton C.A. Avaliação e seleção de fundos de investimento: um enfoque sobre múltiplos atributos. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 5, n. 1, p. 7-22, Janeiro-Abril 2001

CHOI, Yoon K.; MURTHI, B.P.S. Relative performance evaluation of mutual funds: a non-parametric approach. **Journal of Business Finance & Accounting**, p.853-876, Sept.-Oct. 2001.

DROMS, William G.; WALKER, David A. Performance persistence of fixed income mutual funds. **Journal of Economics and Finance**, v. 30, n. 3, p. 347-355, Fall 2006.

DUARTE JÚNIOR, Antonio Marcos. **Gestão de riscos para fundos de investimentos**. São Paulo: Pearson – Prentice Hall, 2005.

ELTON, Edwin J.; GRUBER, Martin J.; BLAKE, Christopher R. The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. **Journal of Business**, v. 69, n. 2, p. 133-157, 1996.

\_\_\_\_\_ ; BROWN, Stephen J.; GOETZMANN, William N. **Modern portfolio theory and investment analysis**, 6. ed. Hoboken: John Wiley and Sons, Inc., 2003.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, March 1970.

\_\_\_\_\_ ; MACBETH, James. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, n. 71, p. 607-636, 1973.

\_\_\_\_\_ Efficient capital markets II. **The Journal of Finance**, v. 26, n. 5, p. 1575-1617, March 1991.

\_\_\_\_\_ ; FRENCH, Kenneth R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, n. 47, p. 427-465, 1992.

FEIBEL, Bruce J. **Investment performance measurement**. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2003. (The Frank J. Fabozzi Series).

GOETZMANN, William N.; IBBOTSON, Roger G. Do winners repeat? **The Journal of Portfolio Management**, p. 9-18, Winter 1994.

GRADILONE, Cláudio. Fundos de investimentos 50 anos de história: firmando as bases. **Revista Capital Aberto**, São Paulo, Especial, p. 1-51, 26 mai. 2007.

GREMILLION, Lee. **Mutual fund industry handbook**. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2005 (NICSA – The National Investment Company Service Association).

GRINBLATT, Mark; TITMAN, Sheridan. The persistence of mutual fund performance. **The Journal of Finance**, v. XLVII, n. 5, p. 1977-1984, December 1992.

GROSSMAN, S.J.; STIGLITZ, J. On the impossibility of informationally efficient markets. **American Economic Review**, p. 393-408, 1980.

GUIMARÃES, Rui Campos; CABRAL, José A. **Estatística** (Edição revista), Alfragide: McGraw-Hill, 1998.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**, 3. ed., São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

HASLEM, John A. **Mutual funds risk and performance analysis for decision making**. Oxford: Blackwell Publishing, 2003.

INVESTMENT COMPANY FACT BOOK. **A review of trends and activity in the investment company industry**, 47. ed., Washington: ICI Investment Company Institute, 2007.

JARQUE, Carlos M.; BERA, Anil K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, n. 2, p. 163-172, 1987.

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

KELLEY, Jeff. Lessons from a lumping. **Morningstar Investor**, p. 8-9, September 1996.

MALKIEL, Burton G. Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. **The Journal of Finance**, v. L, n. 2, June 1995.

MACCLAVE, James T.; BENSON, P. George; SINCICH, Terry. **Statistics for business and economics**. 10 ed. Upper Saddle River: Pearson – Prentice Hall, 2008.

MARTINS, Fábio Garrido Leal. **Análise de desempenho dos fundos mútuos de ações com gestão ativa: o índice de Sharpe probabilístico**. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração – COPPEAD da Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2006.

MEYER, Paul L. **Probabilidade – aplicações à estatística**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científicos Editoria S.A., 1983.

MODIGLIANI, Franco; MODIGLIANI, Leah. Risk adjusted performance. **The Journal of Portfólio Management**, v. 3, n. 2, p. 45-54, Winter 1997.

MONTEIRO, Rogério da Costa. **Persistência de Performance nos fundos de investimento em ações no Brasil**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Administração e Economia – Faculdade Ibmec São Paulo, 2006.

MURALIDHAR, Arun S. **Innovations in pension fund management**. Stanford: Stanford University Press, 2001.

OLIVEIRA, Rodrigo Donato. **Desempenho, persistência e captação da indústria de fundos multimercados no Brasil**. 2004. Dissertação (Mestrado em Administração) - Instituto de Pós-Graduação em Administração – COPPEAD da Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2005.

OTTEN, Roger; BAMS, Dennis. European mutual fund performance. **European Financial Management**, v. 8, n. 1, p. 75-101, 2002.

PALUCH, Susan. The bond fund rules. **Morningstar Investor**, p. 4-5, April 1997.

PHILIPPS, Peter C.B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RASSIER, Leandro Hirt. **Análise de retornos dos fundos de renda fixa brasileiros através de indicadores de mercado**. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2004.

ROCHMAN, Ricardo Ratner; EID JR., William. Fundos de investimento ativos e passivos no Brasil: comparando e determinando os seus desempenhos. In: Encontro da ANPAD, 30., 2006, Salvador.

SANVICENTE, Antonio Zoratto. Gestão de carteiras de fundos de investimentos: análise empírica da gestão de exposição a riscos diante de um evento marcante. **Resenha BM&F** (Publicação da Bolsa de Mercadorias e de Futuros), n. 145, p. 45-56, mai-jun. 2001.

SCHOLTENS, Bert; WENSVEEN, Dick van. The theory of financial intermediation: an essay on what it does (not) explain. **SUERF – The European Money and Finance Forum**, 2003.

SHARPE, William F. The Sharpe ratio. **Journal of Portfolio Management**, p.49-58, Fall 1994.

\_\_\_\_\_. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, n. 20, p.425-442, Sept. 1964.

SILVA, Beatriz Simas. **Persistência de performance na indústria brasileira de fundos de investimento**. Monografia (Curso de Graduação em Administração de Empresas) – Faculdades Ibmecc, 1999.

SORTINO, Frank A.; PRICE, Lee N. Performance measurement in a downside risk framework. **Journal of Investing**, v. 3, n. 3, p. 59-64, Fall 1994.

SPIEGEL, Murray R. **Estatística**. 3. ed. São Paulo: Makron Books do Brasil Editora Ltda., 1994.

TREYNOR, Jack L. How to rate management of investment funds. **Harvard Business Review**, v. 43, p. 63-75, Jan-Feb. 1965.

VARGA, Gyorgy. Índice de Sharpe e outros indicadores de desempenho aplicados a fundos de ações brasileiros. **RAC Revista de Administração Contemporânea**, v. 5, n. 3, set-dez. 2001.

WERMERS, Russ. Mutual fund performance: an empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs, and expenses. **The Journal of Finance**, v. LV, n. 4, August 2000.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory econometrics** (a modern approach), 3. ed., Mason: Thomson South-Western, 2006.

ZIMERFOGEL, Alexandre. **Persistência de performance em fundos de investimentos no Brasil**. 2004. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Administração) – Programa de Pós-Graduação das Faculdades Ibmec, 2005.

## **PÁGINAS DE WEB VISITADAS**

ANBID	<a href="http://www.anbid.com.br">www.anbid.com.br</a>
IBGE	<a href="http://www.ibge.gov.br">www.ibge.gov.br</a>
ICI	<a href="http://www.ici.org">www.ici.org</a>
ICI	<a href="http://www.icifactbook.org">www.icifactbook.org</a>
MIT	<a href="http://www.mfs.com">www.mfs.com</a>
SAFRA	<a href="http://www.safranet.com.br/conteudo/asset/marcacao/marcacao.pdf">www.safranet.com.br/conteudo/asset/marcacao/marcacao.pdf</a>
SRF	<a href="http://www.receita.fazenda.gov.br/pessoafisica/irpf/2008/perguntas/aplicfinanrenfixarenvariavel.htm">www.receita.fazenda.gov.br/pessoafisica/irpf/2008/perguntas/aplicfinanrenfixarenvariavel.htm</a>
RISKTECH	<a href="http://www.risktech.com.br">www.risktech.com.br</a>

*apêndices*  
&  
*anexos*



Anexo 02 – Indicadores e Benchmark de Mercado

Período	IRF[1]	Poupança[2]	IPCA[2]	Poupança - Real Real IPCA	IRF - Real IPCA	Prêmio Nominal IRF-Poup	Prêmio Real - IRF/POUP IPCA
2001 05	1,2461622	0,6836135	0,4100000	0,2724963	0,8327479	0,5625487	0,5602517
2001 06	0,7863757	0,6465290	0,5200000	0,1258745	0,2649977	0,1398467	0,1391232
2001 07	1,1081176	0,7453000	1,3300000	-0,5770256	-0,2189701	0,3628176	0,3580554
2001 08	2,6281696	0,8453180	0,7000000	0,1443078	1,9147662	1,7828516	1,7704584
2001 09	1,2512939	0,6635135	0,2800000	0,3824427	0,9685818	0,5877804	0,5861392
2001 10	2,4050367	0,7927565	0,8300000	-0,0369369	1,5620715	1,6122802	1,5990084
2001 11	1,9012025	0,6937640	0,7100000	-0,0161215	1,1828046	1,2074385	1,1989262
2001 12	2,2612216	0,6992915	0,6500000	0,0489732	1,6008163	1,5619301	1,5518431
2002 01	1,6941717	0,7603955	0,5200000	0,2391519	1,1680976	0,9337762	0,9289456
2002 02	1,6613595	0,6176855	0,3600000	0,2567612	1,2966914	1,0436740	1,0399302
2002 03	1,5344906	0,6766790	0,6000000	0,0762217	0,9289171	0,8578116	0,8526954
2002 04	1,2730196	0,7368785	0,8000000	-0,0626205	0,4692654	0,5361411	0,5318860
2002 05	1,6728096	0,7112510	0,2100000	0,5002006	1,4597441	0,9615586	0,9595436
2002 06	-0,5120324	0,6589910	0,4200000	0,2379914	-0,9281342	-1,1710234	-1,1661257
2002 07	-0,7106374	0,7669280	1,1900000	-0,4180966	-1,8782858	-1,4775654	-1,4601891
2002 08	3,8371285	0,7493405	0,6500000	0,0986990	3,1665460	3,0877880	3,0678470
2002 09	0,2661629	0,6964775	0,7200000	-0,0233543	-0,4505929	-0,4303146	-0,4272385
2002 10	2,2369506	0,7781840	1,3100000	-0,5249393	0,9149646	1,4587666	1,4399039
2002 11	1,9473208	0,7657220	3,0200000	-2,1881945	-1,0412339	1,1815988	1,1469606
2002 12	2,3166789	0,8627045	2,1000000	-1,2118467	0,2122223	1,4539744	1,4240690
2003 01	2,7899214	0,9902390	2,2500000	-1,2320401	0,5280405	1,7996824	1,7600806
2003 02	1,8749710	0,9136580	1,5700000	-0,6461967	0,3002570	0,9613130	0,9464537
2003 03	2,3300505	0,8800910	1,2300000	-0,3456574	1,0866843	1,4499595	1,4323417
2003 04	2,7792604	0,9204920	0,9700000	-0,0490324	1,7918791	1,8587684	1,8409115
2003 05	1,9569334	0,9673250	0,6100000	0,3551585	1,3387669	0,9896084	0,9836084
2003 06	2,2674481	0,9186830	-0,1500000	1,0702884	2,4210797	1,3487651	1,3507912
2003 07	2,2896908	1,0492325	0,2000000	0,8475374	2,0855198	1,2404583	1,2379823
2003 08	2,6250754	0,9058190	0,3400000	0,5639017	2,2773325	1,7192564	1,7134307
2003 09	2,0264082	0,8380820	0,7800000	0,0576325	1,2367614	1,1883262	1,1791290
2003 10	2,1411847	0,8229065	0,2900000	0,5313655	1,8458318	1,3182782	1,3144663
2003 11	2,1802925	0,6784880	0,3400000	0,3373410	1,8340567	1,5018045	1,4967157
2003 12	1,5147609	0,6908495	0,5200000	0,1699657	0,9896149	0,8239114	0,8196492
2004 01	1,2911987	0,6286400	0,7600000	-0,1303692	0,5271920	0,6625587	0,6575612
2004 02	1,1493381	0,5460290	0,6100000	-0,0635831	0,5360681	0,6033091	0,5996513
2004 03	1,6927572	0,6786890	0,4700000	0,2077128	1,2170371	1,0140682	1,0093244
2004 04	0,6245156	0,5878370	0,3700000	0,2170340	0,2535773	0,0366786	0,0365434
2004 05	0,5428228	0,6553730	0,5100000	0,1446354	0,0326562	-0,1125502	-0,1119791
2004 06	1,5350565	0,6769805	0,7100000	-0,0327867	0,8192399	0,8580760	0,8520266
2004 07	2,2535121	0,6961760	0,9100000	-0,2118957	1,3313964	1,5573361	1,5432921
2004 08	1,2408198	0,7015025	0,6900000	0,0114237	0,5470452	0,5393173	0,5356215
2004 09	1,4154212	0,6736640	0,3300000	0,3425336	1,0818511	0,7417572	0,7393174
2004 10	1,0602559	0,6113540	0,4400000	0,1706033	0,6175387	0,4489019	0,4469354
2004 11	1,4467208	0,6151730	0,6900000	-0,0743142	0,7515352	0,8315478	0,8258495
2004 12	1,6330510	0,7412000	0,8600000	-0,1177870	0,7664594	0,8918510	0,8842464
2005 01	1,0584393	0,6889400	0,5800000	0,1083118	0,4756803	0,3694993	0,3673685
2005 02	1,4890888	0,5966810	0,5900000	0,0066418	0,8938152	0,8924078	0,8871734
2005 03	1,3967731	0,7648175	0,6100000	0,1538788	0,7820028	0,6319556	0,6281240
2005 04	1,2617681	0,7013015	0,8700000	-0,1672435	0,3883891	0,5604666	0,5556325
2005 05	1,7436697	0,7539635	0,4900000	0,2626764	1,2475567	0,9897062	0,9848803
2005 06	1,6396683	0,8007965	-0,0200000	0,8209607	1,6600003	0,8388718	0,8390396
2005 07	1,4042016	0,7587875	0,2500000	0,5075187	1,1513233	0,6454141	0,6438046
2005 08	1,4929193	0,8483330	0,1700000	0,6771818	1,3206742	0,6445863	0,6434924
2005 09	1,8110321	0,7650185	0,3500000	0,4135710	1,4559363	1,0460136	1,0423653
2005 10	1,2864747	0,7110500	0,7500000	-0,0386600	0,5324811	0,5754247	0,5711411
2005 11	1,7879141	0,6938645	0,5500000	0,1430776	1,2311428	1,0940496	1,0880652
2005 12	1,6710541	0,7280345	0,3600000	0,3667143	1,3063513	0,9430196	0,9396369

Anexo 02 – Indicadores e Benchmark de Mercado

Período	IRF[1]	Poupança[2]	IPCA[2]	Poupança - Real Real IPCA	IRF - Real IPCA	Prêmio Nominal IRF-Poup	Prêmio Real - IRF/POUP IPCA
2006 01	1,7946545	0,7337630	0,5900000	0,1429198	1,1975887	1,0608915	1,0546690
2006 02	1,4205993	0,5728625	0,4100000	0,1621975	1,0064727	0,8477368	0,8442752
2006 03	1,5711904	0,6106505	0,4300000	0,1798770	1,1363043	0,9605399	0,9564272
2006 04	1,4642279	0,5859275	0,2100000	0,3751397	1,2515996	0,8783004	0,8764598
2006 05	0,9358270	0,6897440	0,1000000	0,5891548	0,8349920	0,2460830	0,2458371
2006 06	1,6627947	0,6946685	-0,2100000	0,9065723	1,8767359	0,9681262	0,9701635
2006 07	1,3985346	0,6759755	0,1900000	0,4850539	1,2062427	0,7225591	0,7211888
2006 08	1,4091995	0,7448180	0,0500000	0,6944708	1,3585203	0,6643815	0,6640495
2006 09	1,1772626	0,6528605	0,2100000	0,4419324	0,9652356	0,5244021	0,5233032
2006 10	1,5054421	0,6884375	0,3300000	0,3572585	1,1715759	0,8170046	0,8143174
2006 11	1,1851523	0,6288410	0,3100000	0,3178556	0,8724477	0,5563113	0,5545921
2006 12	1,3313639	0,6529610	0,4800000	0,1721348	0,8472969	0,6784029	0,6751622
2007 01	1,2510691	0,7199945	0,4400000	0,2787679	0,8075161	0,5310746	0,5287482
2007 02	1,0824214	0,5724605	0,4400000	0,1318802	0,6396071	0,5099609	0,5077269
2007 03	1,2457382	0,6885380	0,3700000	0,3173638	0,8725099	0,5572002	0,5551462
2007 04	1,2744329	0,6278360	0,2500000	0,3768938	1,0218782	0,6465969	0,6449844
n	72	72	72	72	72	72	72
média	1,5724914	0,7262741	0,6080556	0,1198827	0,9604905	0,8462174	0,8406078
<b>mediana</b>	<b>1,5101015</b>	<b>0,6978845</b>	<b>0,5150000</b>	<b>0,1660816</b>	<b>0,9980438</b>	<b>0,8527742</b>	<b>0,8481509</b>
desvio-padrão	0,6826088	0,1039352	0,5127271	0,4835639	0,7626774	0,6340306	0,6284102
mínimo	-0,7106374	0,5460290	-0,2100000	-2,1881945	-1,8782858	-1,4775654	-1,4601891
máximo	3,8371285	1,0492325	3,0200000	1,0702884	3,1665460	3,0877880	3,0678470

Fontes: [1] IBMEC/VALOR ECONÔMICO (<http://www.risktech.com.br/Indice%20Renda%20Fixa/historico.asp>), [2] IPEA.

Apêndice 02 - Resultado do Teste Dickey-Fuller - Equação (27)

<b>Fundo</b>	<b>DF*</b>	<b>VALOR-P</b>
F-01	-3,6172580	0,0005000
F-02	-3,8890750	0,0002000
F-03	-1,8937850	<b>0,0560000</b>
F-04	-6,0467670	0,0000000
F-05	-2,3852500	0,0175000
F-06	-1,9593930	<b>0,0485000</b>
F-07	-1,8235800	<b>0,0652000</b>
F-08	-2,9311050	0,0039000
F-09	-3,7762390	0,0003000
F-10	-2,0512960	0,0394000
F-11	-1,9411610	<b>0,0505000</b>
F-12	-2,1678570	0,0299000
F-13	-2,2914250	0,0222000
F-14	-2,3521980	0,0190000
F-15	-2,0693280	0,0378000
F-16	-2,2257290	0,0260000
F-17	-2,0129590	0,0430000
F-18	-2,1741060	0,0295000
F-19	-1,8964580	<b>0,0557000</b>
F-20	-1,9645460	<b>0,0479000</b>
F-21	-2,3364590	0,0198000
F-22	-1,9856900	<b>0,0457000</b>
F-23	-2,0211430	0,0422000
F-24	-2,6736230	0,0081000
F-25	-3,4606300	0,0008000
F-26	-2,0611560	0,0385000
F-27	-3,7830050	0,0003000
F-28	-4,3669970	0,0000000
F-29	-4,5678760	0,0000000
F-30	-1,9834870	<b>0,0459000</b>
F-31	-2,0156530	0,0427000
F-32	-2,9703120	0,0035000
F-33	-4,0137810	0,0001000
F-34	-3,0126530	0,0031000
F-35	-2,4174080	0,0161000
F-36	-2,7615300	0,0064000
F-37	-1,8754770	<b>0,0583000</b>
F-38	-2,0943070	0,0356000
F-39	-2,0986600	0,0353000
F-40	-1,8953720	<b>0,0558000</b>
F-41	-3,1002830	0,0024000
F-42	-1,8390210	<b>0,0631000</b>
F-43	-2,4245880	0,0158000
F-44	-3,0638230	0,0026000
F-45	-2,0156640	0,0427000
F-46	-4,5555070	0,0000000
F-47	-4,8942920	0,0000000
F-48	-1,8285510	<b>0,0645000</b>
F-49	-1,9086560	<b>0,0542000</b>
F-50	-3,2669780	0,0014000

Fonte: Eviews - (\*) Dickey-Fuller

Apêndice 03 - Resultado do Teste Dickey-Fuller - Equação (28)

Fundo	DF*	VALOR-P
F-01	-4,5315040	0,0004000
F-02	-4,7063010	0,0002000
F-03	-3,8284390	0,0041000
F-04	-7,4442510	0,0000000
F-05	-4,2289490	0,0012000
F-06	-3,7045740	0,0060000
F-07	-3,7680540	0,0050000
F-08	-5,0650150	0,0001000
F-09	-5,7167620	0,0000000
F-10	-3,8257710	0,0042000
F-11	-4,0796400	0,0019000
F-12	-4,6014650	0,0003000
F-13	-4,1921930	0,0013000
F-14	-3,9805160	0,0026000
F-15	-4,7547480	0,0002000
F-16	-3,9071020	0,0033000
F-17	-4,2646910	0,0011000
F-18	-3,7346010	0,0055000
F-19	-3,8831410	0,0035000
F-20	-3,7964950	0,0046000
F-21	-4,4430110	0,0006000
F-22	-4,0452690	0,0021000
F-23	-4,0171540	0,0023000
F-24	-5,5139060	0,0000000
F-25	-3,7355960	0,0055000
F-26	-4,5199690	0,0004000
F-27	-5,6658740	0,0000000
F-28	-4,7457410	0,0002000
F-29	-6,2509520	0,0000000
F-30	-4,1188460	0,0017000
F-31	-4,1900360	0,0013000
F-32	-6,8589900	0,0000000
F-33	-5,3669810	0,0000000
F-34	-4,7642190	0,0002000
F-35	-4,2776180	0,0010000
F-36	-5,4737640	0,0000000
F-37	-3,9664870	0,0027000
F-38	-4,2014430	0,0013000
F-39	-3,7802030	0,0048000
F-40	-3,9536400	0,0028000
F-41	-3,7574010	0,0051000
F-42	-4,3514410	0,0008000
F-43	-4,1686920	0,0014000
F-44	-7,0941400	0,0000000
F-45	-3,9842410	0,0026000
F-46	-6,1922040	0,0000000
F-47	-7,4567400	0,0000000
F-48	-3,9139030	0,0032000
F-49	-3,8671510	0,0037000
F-50	-6,3069770	0,0000000

Fonte: Eviews - (\*) Dickey-Fuller

Apêndice 04 - Resultado do Teste Dickey-Fuller - Equação (29)

Fundo	DF*	VALOR-P
F-01	-4,5508790	0,0026000
F-02	-5,3725280	0,0002000
F-03	-3,8628180	0,0188000
F-04	-7,3992820	0,0000000
F-05	-4,2682670	0,0060000
F-06	-3,7817870	0,0233000
F-07	-3,8003720	0,0222000
F-08	-5,1365420	0,0004000
F-09	-6,0219690	0,0000000
F-10	-3,9607160	0,0144000
F-11	-4,0996720	0,0098000
F-12	-4,6720220	0,0017000
F-13	-4,4050000	0,0040000
F-14	-4,1802110	0,0078000
F-15	-4,8221920	0,0011000
F-16	-3,9741500	0,0139000
F-17	-4,3021190	0,0055000
F-18	-3,7814910	0,0233000
F-19	-3,9097730	0,0166000
F-20	-3,8362040	0,0202000
F-21	-4,5711670	0,0024000
F-22	-4,0796290	0,0104000
F-23	-4,0107120	0,0126000
F-24	-5,6586660	0,0001000
F-25	-3,9356600	0,0155000
F-26	-4,5535500	0,0025000
F-27	-6,0410970	0,0000000
F-28	-5,6883050	0,0001000
F-29	-6,6433790	0,0000000
F-30	-4,1801280	0,0078000
F-31	-4,2124210	0,0071000
F-32	-6,9486850	0,0000000
F-33	-5,4897400	0,0001000
F-34	-5,5139020	0,0001000
F-35	-4,8807770	0,0009000
F-36	-5,4989380	0,0001000
F-37	-3,9913970	0,0133000
F-38	-4,4056580	0,0040000
F-39	-3,8071460	0,0218000
F-40	-3,9815770	0,0136000
F-41	-3,7907220	0,0227000
F-42	-4,4798160	0,0032000
F-43	-4,5235200	0,0028000
F-44	-7,1803940	0,0000000
F-45	-4,0376840	0,0117000
F-46	-6,2724180	0,0000000
F-47	-7,7237800	0,0000000
F-48	-3,9766160	0,0138000
F-49	-3,8970640	0,0172000
F-50	-6,3186770	0,0000000

Fonte: Eviews - (\*) Dickey-Fuller

Apêndice 05 - Resultado do Teste Phillips-Perron - Equação (28)

Fundo	PP*	VALOR-P
F-01	-4,5315040	0,0004000
F-02	-4,7063010	0,0002000
F-03	-3,8284390	0,0041000
F-04	-7,4442510	0,0000000
F-05	-4,2289490	0,0012000
F-06	-3,7045740	0,0060000
F-07	-3,7680540	0,0050000
F-08	-5,0650150	0,0001000
F-09	-5,7167620	0,0000000
F-10	-3,8257710	0,0042000
F-11	-4,0796400	0,0019000
F-12	-4,6014650	0,0003000
F-13	-4,1921930	0,0013000
F-14	-3,9805160	0,0026000
F-15	-4,7547480	0,0002000
F-16	-3,9071020	0,0033000
F-17	-4,2646910	0,0011000
F-18	-3,7346010	0,0055000
F-19	-3,8831410	0,0035000
F-20	-3,7964950	0,0046000
F-21	-4,4430110	0,0006000
F-22	-4,0452690	0,0021000
F-23	-4,0171540	0,0023000
F-24	-5,5139060	0,0000000
F-25	-3,7355960	0,0055000
F-26	-4,5199690	0,0004000
F-27	-5,6658740	0,0000000
F-28	-4,7457410	0,0002000
F-29	-6,2509520	0,0000000
F-30	-4,1188460	0,0017000
F-31	-4,1900360	0,0013000
F-32	-6,8589900	0,0000000
F-33	-5,3669810	0,0000000
F-34	-4,7642190	0,0002000
F-35	-4,2776180	0,0010000
F-36	-5,4737640	0,0000000
F-37	-3,9664870	0,0027000
F-38	-4,2014430	0,0013000
F-39	-3,7802030	0,0048000
F-40	-3,9536400	0,0028000
F-41	-3,7574010	0,0051000
F-42	-4,3514410	0,0008000
F-43	-4,1686920	0,0014000
F-44	-7,0941400	0,0000000
F-45	-3,9842410	0,0026000
F-46	-6,1922040	0,0000000
F-47	-7,4567400	0,0000000
F-48	-3,9139030	0,0032000
F-49	-3,8671510	0,0037000
F-50	-6,3069770	0,0000000

Fonte: Eviews - (\*) Phillips-Perron

Apêndice 06 - Resultado do Teste Phillips-Perron - Equação (29)

Fundo	PP*	VALOR-P
F-01	-4,5508790	0,0026000
F-02	-5,3725280	0,0002000
F-03	-3,8628180	0,0188000
F-04	-7,3992820	0,0000000
F-05	-4,2682670	0,0060000
F-06	-3,7817870	0,0233000
F-07	-3,8003720	0,0222000
F-08	-5,1365420	0,0004000
F-09	-6,0219690	0,0000000
F-10	-3,9607160	0,0144000
F-11	-4,0996720	0,0098000
F-12	-4,6720220	0,0017000
F-13	-4,4050000	0,0040000
F-14	-4,1802110	0,0078000
F-15	-4,8221920	0,0011000
F-16	-3,9741500	0,0139000
F-17	-4,3021190	0,0055000
F-18	-3,7814910	0,0233000
F-19	-3,9097730	0,0166000
F-20	-3,8362040	0,0202000
F-21	-4,5711670	0,0024000
F-22	-4,0796290	0,0104000
F-23	-4,0107120	0,0126000
F-24	-5,6586660	0,0001000
F-25	-3,9356600	0,0155000
F-26	-4,5535500	0,0025000
F-27	-6,0410970	0,0000000
F-28	-5,6883050	0,0001000
F-29	-6,6433790	0,0000000
F-30	-4,1801280	0,0078000
F-31	-4,2124210	0,0071000
F-32	-6,9486850	0,0000000
F-33	-5,4897400	0,0001000
F-34	-5,5139020	0,0001000
F-35	-4,8807770	0,0009000
F-36	-5,4989380	0,0001000
F-37	-3,9913970	0,0133000
F-38	-4,4056580	0,0040000
F-39	-3,8071460	0,0218000
F-40	-3,9815770	0,0136000
F-41	-3,7907220	0,0227000
F-42	-4,4798160	0,0032000
F-43	-4,5235200	0,0028000
F-44	-7,1803940	0,0000000
F-45	-4,0376840	0,0117000
F-46	-6,2724180	0,0000000
F-47	-7,7237800	0,0000000
F-48	-3,9766160	0,0138000
F-49	-3,8970640	0,0172000
F-50	-6,3186770	0,0000000

Fonte: Eviews - (\*) Phillips-Perron

Apêndice 07 - Resultado do Teste Jarque-Bera

FUNDO	JARQUE-BERA	VALOR-P	NORMAL?
F-01	45,474540	0,000000	Não
F-02	271,107900	0,000000	Não
F-03	132,717600	0,000000	Não
F-04	6580,862000	0,000000	Não
F-05	28,653010	0,000001	Não
F-06	42,875380	0,000000	Não
F-07	55,731960	0,000000	Não
F-08	16,211680	0,000302	Não
F-09	644,173100	0,000000	Não
F-10	32,885570	0,000000	Não
F-11	69,043120	0,000000	Não
F-12	38,363360	0,000000	Não
F-13	80,475650	0,000000	Não
F-14	77,300990	0,000000	Não
F-15	5,767756	<b>0,055918</b>	Sim
F-16	107,163500	0,000000	Não
F-17	68,795920	0,000000	Não
F-18	123,281900	0,000000	Não
F-19	118,065600	0,000000	Não
F-20	108,695400	0,000000	Não
F-21	87,939270	0,000000	Não
F-22	105,545500	0,000000	Não
F-23	16,539470	0,000256	Não
F-24	407,940000	0,000000	Não
F-25	145,227900	0,000000	Não
F-26	51,318200	0,000000	Não
F-27	921,974500	0,000000	Não
F-28	381,557800	0,000000	Não
F-29	1705,178000	0,000000	Não
F-30	27,198680	0,000001	Não
F-31	63,666810	0,000000	Não
F-32	12,386960	0,002043	Não
F-33	319,565800	0,000000	Não
F-34	427,886400	0,000000	Não
F-35	145,190200	0,000000	Não
F-36	7,265342	0,026445	Não
F-37	102,571200	0,000000	Não
F-38	65,829460	0,000000	Não
F-39	127,373500	0,000000	Não
F-40	98,097930	0,000000	Não
F-41	121,483400	0,000000	Não
F-42	68,319560	0,000000	Não
F-43	326,176200	0,000000	Não
F-44	8,128083	0,017179	Não
F-45	101,546800	0,000000	Não
F-46	119,754400	0,000000	Não
F-47	36,445460	0,000000	Não
F-48	38,693510	0,000000	Não
F-49	132,055800	0,000000	Não
F-50	0,915821	<b>0,632604</b>	Sim

Fonte: Eviews



# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)