

Universidade de Évora

**SELECTIVIDADE E *TIMING* NA AVALIAÇÃO DO  
DESEMPENHO DE FUNDOS DE INVESTIMENTO  
MOBILIÁRIO EM PORTUGAL**

Dissertação apresentada como requisito  
parcial para a obtenção do Grau de  
Mestre em Gestão de Empresas

Por:

João Carlos Parente Romacho

Sob a orientação de:

Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez

Évora

Outubro 2002

Universidade de Évora

**SELECTIVIDADE E *TIMING* NA AVALIAÇÃO DO  
DESEMPENHO DE FUNDOS DE INVESTIMENTO  
MOBILIÁRIO EM PORTUGAL**

Dissertação apresentada como requisito  
parcial para a obtenção do Grau de  
Mestre em Gestão de Empresas

Por:

João Carlos Parente Romacho



142 572

Sob a orientação de:

Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez

Évora

Outubro 2002

Selectividade e *timing* na avaliação do desempenho de fundos de investimento mobiliário em Portugal

ERRATA

Pág. Onde se lê:

Deverá ler-se:

115  $e_{c,t} = (R_{c,t} - R_{f,t}) - \hat{\alpha}_c + \hat{\beta}_{1c} x_t + \hat{\beta}_{2c} y_t$      $e_{c,t} = R_{c,t} - R_{f,t} - (\hat{\alpha}_c + \hat{\beta}_{1c} x_t + \hat{\beta}_{2c} y_t)$

Esta dissertação não inclui as críticas e sugestões feitas pelo júri.

## AGRADECIMENTOS

A elaboração deste trabalho só foi possível com a contribuição, directa ou indirecta, de várias pessoas e entidades, às quais quero expressar o meu agradecimento.

Se há pessoas a quem devo uma especial gratidão, uma delas é, sem dúvida, à minha orientadora, Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez, da Universidade do Minho. A distância que nos separou nunca constituiu um obstáculo para o seu constante apoio e interesse no desenvolvimento dos trabalhos. As suas sugestões, conhecimentos, paciência e compreensão foram preponderantes na realização desta investigação.

Gostaria também de agradecer às entidades que proporcionaram a recolha de dados e informações, das quais destaco, a Euronext Lisboa (Dr.<sup>a</sup> Susana Oliveira), a Associação Portuguesa das Sociedades Gestoras de Patrimónios e de Fundos de Investimento (Dr. Sérgio Brito), o Banco de Portugal e o Instituto Superior de Economia e Gestão (funcionários da biblioteca).

Um agradecimento também para a Dr.<sup>a</sup> Elisabete Vieira, do Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Aveiro, pelo apoio na aplicação da metodologia, e à Dr.<sup>a</sup> Celeste Carrancho, pela revisão do texto.

À Escola Superior de Tecnologia e Gestão de Portalegre agradeço as condições proporcionadas para a realização desta dissertação, nomeadamente, quanto à dispensa de serviço lectivo.

À minha esposa, Esperança, agradeço o apoio emocional e carinho que me concedeu, assim como a compreensão que demonstrou pela atenção que não lhe dediquei, ao longo de todo este tempo.

O desempenho de todos foi, aos vários níveis, notável!

**À minha família**

## RESUMO

### **Selectividade e *timing* na avaliação do desempenho de fundos de investimento mobiliário em Portugal**

Após a caracterização da indústria de fundos de investimento mobiliário (FIM) em Portugal e da revisão da literatura na área da avaliação do desempenho de carteiras de investimento, o modelo de Henriksson e Merton (1981) é aplicado a uma amostra de FIM portuguesas, composta por fundos nacionais, União Europeia e internacionais, com o objectivo de avaliar o seu desempenho nas vertentes de selectividade e *timing*.

Os resultados sugerem que o não conhecimento das previsões dos gestores relativamente ao mercado parece limitar a utilização dos testes não paramétricos. Os testes paramétricos revelam incapacidade de selectividade e *timing* dos gestores de fundos, havendo mesmo alguma evidência de *timing* negativo, sendo este mais relevante para os fundos nacionais. É também observada uma acentuada correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho, sendo mais notória para os fundos internacionais. São ainda detectados indícios de uma deficiente especificação da carteira de mercado e/ou da omissão de factores relevantes no modelo, assim como de estratégias de investimento similares entre os fundos (“*herding behaviour*”).

## **ABSTRACT**

### **Selectivity and timing in Portuguese mutual fund performance**

After characterising the mutual fund industry in Portugal and revising the literature on the area of portfolio investment performance, the Henriksson and Merton (1981) model is applied to a Portuguese mutual fund sample composed of national, European Union and international funds, in order to evaluate selectivity and timing skills of portfolio managers.

The results suggest that the non availability of managers' forecasts regarding the market seems to restrict the use of the nonparametric tests. The parametric tests show that fund managers do not exhibit selectivity and timing abilities, and there is even some evidence of negative timing, which is more evident in relation to national funds. Also, highly negative correlation between these two components of the performance is observed, being stronger in the case of international funds. In addition, evidence of weak specification of the market portfolio and/or the omission of relevant factors in the model are found, as well as similar investment strategies among the funds ("herding behaviour").

# ÍNDICE

<b>LISTA DE FIGURAS</b> .....	IX
<b>LISTA DE TABELAS</b> .....	X
<b>SIGLAS E ABREVIATURAS USADAS</b> .....	XI
<b>CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO</b> .....	1
1.1. Breve descrição da área de pesquisa e dos objectivos da mesma .....	1
1.2. Os fundos de investimento mobiliário em Portugal .....	4
1.3. Plano de apresentação .....	11
<b>CAPÍTULO 2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b> .....	12
2.1. Introdução.....	12
2.2. Modelos de equilíbrio no mercado de capitais.....	13
2.2.1. Teoria da Carteira .....	13
2.2.2. Modelo de Mercado .....	19
2.2.3. Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros .....	22
2.3. Medidas tradicionais de avaliação do desempenho.....	26
2.3.1. Caracterização das medidas tradicionais .....	26
2.3.2. Comparação das medidas tradicionais .....	33
2.3.3. Problemas de avaliação do desempenho com as medidas tradicionais .....	34
2.4. Teoria de Equilíbrio por Arbitragem.....	42
2.4.1. Breve caracterização da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem .....	42
2.4.2. A avaliação do desempenho com base na Teoria de Equilíbrio por Arbitragem .....	43
2.4.3. Vantagens e limitações da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem .....	44
2.5. Decomposição do desempenho global em selectividade e <i>market timing</i> .....	47
2.5.1. Comportamento intertemporal do risco sistemático .....	47
2.5.2. Desenvolvimento da avaliação do desempenho através de selectividade e <i>market timing</i> .....	49

2.5.3. Interdependência entre selectividade e <i>market timing</i> .....	60
2.6. Conclusões .....	62
<b>CAPÍTULO 3 - METODOLOGIA</b> .....	64
3.1. Introdução.....	64
3.2. Descrição da metodologia .....	65
3.2.1. Testes não paramétricos.....	66
3.2.2. Testes paramétricos.....	69
3.3. Conclusões .....	73
<b>CAPÍTULO 4 - SELECTIVIDADE E <i>TIMING</i>: ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS</b> .....	75
4.1. Introdução.....	75
4.2. Descrição dos dados .....	75
4.2.1. A amostra.....	75
4.2.2. Rendibilidade dos fundos de investimento .....	81
4.2.3. Rendibilidade do mercado .....	81
4.2.4. Taxa isenta de risco.....	82
4.3. Resultados empíricos.....	83
4.3.1. Avaliação global dos fundos de investimento .....	83
4.3.2. Análise das capacidades de selectividade e <i>market timing</i> .....	91
4.3.3. O modelo de Henriksson e Merton (1981) no contexto da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem .....	105
4.3.4. Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear .....	111
4.4. Conclusões .....	123
<b>ANEXOS</b> .....	126
Anexo 4.1. Características dos FIM da amostra (composição das carteiras).....	126
Anexo 4.2. Índices de mercado .....	131
Anexo 4.2.1. Rendibilidade média dos índices.....	131
Anexo 4.2.2. Evolução mensal do valor do índice PSI 30 .....	131
Anexo 4.2.3. Evolução mensal do valor do índice <i>Europe</i> .....	132

Anexo 4.2.4. Evolução mensal do valor do índice <i>The World Index</i> .....	132
Anexo 4.3. Taxa de juro isenta de risco .....	133
Anexo 4.3.1. Valores médios da Lisbor a 6 meses .....	133
Anexo 4.3.2. Evolução dos valores da Lisbor a 6 meses (taxas anuais).....	133
Anexo 4.4. Medidas de Treynor e de Sharpe .....	134
Anexo 4.5. Medida de Jensen para o subperíodo 1 e subperíodo 2 .....	135
Anexo 4.5.1. Medida de Jensen para o subperíodo 1 .....	135
Anexo 4.5.2. Medida de Jensen para o subperíodo 2 .....	136
Anexo 4.6. Coeficiente de correlação entre a rendibilidade dos fundos e da estratégia passiva .....	137
Anexo 4.7. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o período global (regressão alternativa) .....	139
Anexo 4.8. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para pequenas e grandes magnitudes de $ x_t $ .....	141
Anexo 4.8.1. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para pequenas magnitudes de $ x_t $ .....	141
Anexo 4.8.2. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para grandes magnitudes de $ x_t $ .....	143
Anexo 4.9. Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear, para o modelo de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global.....	145
Anexo 4.10. Estimativas do método dos mínimos quadrados e correcção de heteroscedasticidade [White (1980)] e autocorrelação e heteroscedasticidade [Newey e West (1987)], para o modelo de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global.....	147

**CAPÍTULO 5 - CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTURA  
    INVESTIGAÇÃO .....** 149

**BIBLIOGRAFIA .....** 154

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1.	Evolução do número de SGFIM e FIM por categoria.....	7
Figura 1.2.	Evolução dos montantes geridos pelos FIM por mercado .....	8
Figura 1.3.	Evolução do peso dos montantes aplicados pelos FIM por categoria.....	9
Figura 1.4.	Evolução do peso dos montantes aplicados pelos FIM por mercado.....	10
Figura 2.1.	Conjunto das oportunidades de investimento .....	15
Figura 2.2.	Carteiras óptimas.....	16
Figura 2.3.	Recta do Mercado de Capitais (CML) .....	17
Figura 2.4.	Carteiras óptimas com a Recta do Mercado de Capitais.....	18
Figura 2.5.	Recta Característica.....	20
Figura 2.6.	Decomposição do risco de uma carteira.....	21
Figura 2.7.	Recta do Mercado de Títulos (SML) .....	25
Figura 2.8.	Medida de Treynor - Desempenho superior.....	27
Figura 2.9.	Medida de Treynor - Desempenho inferior.....	27
Figura 2.10.	Medida de Sharpe - Desempenho superior .....	29
Figura 2.11.	Medida de Sharpe - Desempenho inferior .....	29
Figura 2.12.	Medida de Jensen - Desempenho superior.....	32
Figura 2.13.	Medida de Jensen - Desempenho inferior.....	32
Figura 2.14.	Recta Característica do fundo $c$ na presença de actividades de <i>timing</i> .....	50
Figura 2.15.	Decomposição da rendibilidade total de uma carteira segundo Fama (1972) ....	51
Figura 4.1.	Risco dos fundos (beta) <i>versus</i> rendibilidade - Medida de Treynor .....	85
Figura 4.2.	Risco dos fundos (desvio padrão) <i>versus</i> rendibilidade - Medida de Sharpe .....	85

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1.	Montantes geridos pelos FIM <i>versus</i> depósitos bancários.....	6
Tabela 4.1.	FIM que constituem a amostra.....	76
Tabela 4.2.	Síntese das características dos FIM da amostra.....	78
Tabela 4.3.	Fundos de acções liquidados.....	80
Tabela 4.4.	Rendibilidade em excesso e subdivisão do risco total dos fundos.....	84
Tabela 4.5.	Medida de Jensen para o período global.....	87
Tabela 4.6.	Testes não paramétricos de Henriksson e Merton (1981).....	92
Tabela 4.7.	Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o período global.....	95
Tabela 4.8.	Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o subperíodo 1.....	100
Tabela 4.9.	Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o subperíodo 2.....	101
Tabela 4.10.	Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global.....	108
Tabela 4.11.	Resumo da correlação entre selectividade e <i>timing</i> .....	110
Tabela 4.12.	Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear, com o modelo base de Henriksson e Merton (1981) para o período global.....	113
Tabela 4.13.	Estimativas do método dos mínimos quadrados e correcção de heteroscedasticidade [White (1980)] e autocorrelação e heteroscedasticidade [Newey e West (1987)], com o modelo base de Henriksson e Merton (1981) para o período global.....	121

## SIGLAS E ABREVIATURAS USADAS

APFIN	Associação Portuguesa das Sociedades Gestoras de Patrimónios e de Fundos de Investimento
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CML	<i>Capital Market Line</i>
CMVM	Comissão de Mercado de Valores Mobiliários
FIM	Fundo(s) de Investimento Mobiliário
i. e.	<i>(id est)</i> isto é
IRS	Imposto sobre o Rendimento das Pessoas Singulares
Lisbor	<i>Lisbon Interbank Offered Rate</i>
MSCI	<i>Morgan Stanley Capital International</i>
PSI 30	<i>Portugal Stock Index 30</i>
SA	Sociedade Anónima
SARL	Sociedade Anónima de Responsabilidade Limitada
SGFIM	Sociedades Gestoras de Fundos de Investimento Mobiliário
SML	<i>Security Market Line</i>
v. g.	<i>(verbi gratia)</i> por exemplo
WI	<i>The World Index</i>

## **CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO**

### **1.1. Breve descrição da área de pesquisa e dos objectivos da mesma**

Os gestores de activos financeiros têm como principal função a tomada de decisões relativamente aos activos geridos, bem assim como tentar conhecer o impacto dessas decisões a nível dos activos individuais e/ou inseridos no contexto de carteira. Desta forma, terão que decidir em que activos investir, como diversificar o investimento e quando o realizar.

O processo de investimento passa, segundo Sharpe, Alexander e Bailey (1999), pelas seguintes etapas:

- 1.º Definição da política de investimentos – Consiste na definição dos objectivos do investidor em termos de rendibilidade e risco, o que permitirá seleccionar potenciais activos ou grupos de activos;
- 2.º Análise dos activos financeiros – Envolve a análise dos activos que se enquadrem nas categorias definidas anteriormente, utilizando, para tal, a análise fundamental ou técnica, com o objectivo de identificar os activos subavaliados;
- 3.º Constituição da carteira – Pretende-se agora, em função da análise efectuada, seleccionar os activos mais adequados que permitam atingir, pelo menos teoricamente, os objectivos traçados;
- 4.º Revisão da carteira – Esta fase implica a revisão periódica das fases anteriores, i. e., analisar periodicamente a constituição da carteira, no sentido de a adequar aos vários cenários de mercado, tendo em conta os objectivos do investidor;

5.º Avaliação do desempenho – Conhecer com regularidade o desempenho dos gestores de investimento.

A quinta etapa não deve ser vista como a última, mas sim como aquela que deve estar presente ao longo de todo o processo, proporcionando, de forma contínua, informações ao gestor, e assim contribuindo para uma gestão mais eficaz.

A avaliação do desempenho dos gestores/fundos de investimento, pelo seu importante papel no processo de investimento, tem assumido um papel de destaque no mundo das finanças.

Assim, este assunto tem interessado a dois tipos de públicos. Por um lado, a não académicos, como seja, aos gestores de fundos, como forma de avaliarem o seu próprio trabalho; aos investidores, que têm todo o interesse em saber como está a ser gerido, ou poderá ser gerido, o seu investimento; e, aos governos, que pretendem saber o contributo da gestão dos fundos para a alocação de recursos e o desenvolvimento da economia. Por outro lado, aos académicos, que tentam desenvolver estruturas que permitam fazer face às preocupações dos não académicos e também investigar a existência ou não de desempenhos positivos e persistentes, os quais violariam a hipótese do mercado eficiente, trazendo daí importantes implicações para a teoria das finanças.

As medidas tradicionais de avaliação do desempenho de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968) remontam ao surgimento da moderna teoria da carteira e do Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros. Tendo sido amplamente utilizadas, quer dentro quer fora dos meios académicos, elas têm, contudo, sido alvo de críticas por parte de muitos investigadores, os quais apontam-lhes problemas quer ao nível teórico, quer ao nível empírico.

Uma das questões levantadas tem a ver com o facto de estas medidas, de desempenho global, assumirem como estacionário o nível de risco da carteira ao longo do tempo. Obviamente, esta é uma assunção muito restritiva, uma vez que o nível de risco da carteira é uma variável de decisão que o gestor pode controlar, dependendo, por exemplo, das condições de mercado.

Neste contexto, alguns investigadores desenvolveram estruturas teóricas que permitem decompor os resultados do desempenho em capacidades de selectividade e *market timing*<sup>1</sup>.

Vários têm sido os estudos que têm investigado estas capacidades no âmbito de distintos mercados internacionais. Contudo, a reduzida quantidade de estudos realizados no mercado português, com o objectivo de separar as duas componentes do desempenho, indica que ainda existe um vasto campo de investigação por realizar nesta área.

Neste sentido, pretende-se, com este trabalho, analisar o desempenho dos gestores de carteiras de investimento portuguesas, com base numa amostra de Fundos de Investimento Mobiliário (FIM) nacionais, União Europeia e internacionais, utilizando-se para o efeito o modelo proposto por Henriksson e Merton (1981). Existem cinco razões principais para a realização desta investigação. A primeira, é que o modelo de Henriksson e Merton (1981) apresenta uma base teórica para separar explicitamente selectividade e *timing*. A segunda, é um modelo que tem sido utilizado na literatura recente, contudo nunca foi aplicado para avaliar o desempenho de fundos de acções portuguesas<sup>2</sup>. A terceira, a aplicação empírica da estrutura teórica de Henriksson e Merton (1981) tem conduzido a resultados curiosos. Por um lado, os estudos têm revelado capacidades de *timing* negativas, o que parece contraditório com o espírito inerente à construção do modelo, que pretende, primeiramente, distinguir entre capacidades de *timing* positivas ou nulas. Por outro lado, a forte e persistente correlação negativa verificada entre selectividade e *timing* coloca a seguinte questão: Será que, efectivamente, os gestores não conseguem obter desempenhos positivos em ambas as capacidades? A quarta razão, prende-se com a crescente internacionalização das carteiras dos investidores portugueses, que fica bem demonstrada pelo peso expressivo que os FIM europeus e internacionais começaram a representar, a partir de 1999, pelo que se torna necessário avaliar o desempenho deste tipo de fundos. Por último, este trabalho permite analisar a consistência dos resultados obtidos através do modelo de Henriksson e Merton (1981) com os obtidos por outras metodologias aplicadas sobre amostras de FIM portuguesas. Está a pensar-se, essencialmente, nos modelos de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) e Elton e Gruber (1991).

---

<sup>1</sup> Os termos *market timing* e *timing* serão utilizados com o mesmo significado.

<sup>2</sup> De facto, apenas se conhece uma aplicação deste modelo para o mercado português. No entanto, esta incide sobre uma amostra de fundos com características muito próprias, veja-se o estudo de Vieira (1995), incidindo sobre uma amostra de fundos de pensões.

## 1.2. Os fundos de investimento mobiliário em Portugal

Em Portugal, o ano de 1964 marca o surgimento da primeira Sociedade Gestora de Fundos de Investimento Mobiliário (SGFIM), denominada SAGA – Sociedade de Administração e Gestão de Bens Mobiliários, SARL, e com ela é criado o primeiro fundo de investimento mobiliário, o Fundo de Investimento Atlântico (FIA). Em 1965, é autorizada a constituição de uma outra sociedade gestora, denominada SOGESTIL – Sociedade de Gestão de Títulos, SARL, e o respectivo fundo de investimento, o Fundo de Investimento para o Desenvolvimento Económico e Social (FIDES)<sup>3</sup>.

Contudo, num contexto de reabertura do mercado bolsista, em 1985, é alterado o enquadramento legal do sector<sup>4</sup>, possibilitando o relançamento da actividade destes produtos financeiros tão essenciais à dinamização do mercado de capitais. Com a nova regulamentação jurídica surge, em 1986, o fundo Invest<sup>5</sup>, gerido pela Investil – Sociedade Gestora de Fundos de Investimento, SA.

A indústria parecia, então, mostrar sinais de crescimento, quando em Outubro de 1987 ocorre um *crash* bolsista. As implicações deste facto manifestaram-se a vários níveis, não só nas políticas de investimento adoptadas pelas sociedades gestoras, mas também na proliferação de fundos especializados em títulos de rendimento fixo, em detrimento dos de rendimento variável. Também a suspensão dos benefícios fiscais atribuídos aos FIM<sup>6</sup> e a suspensão dos resgates por parte de alguns fundos contribuíram para a redução da confiança, por parte dos investidores, neste tipo de produtos.

O ano de 1989 fica marcado por uma retoma do mercado de FIM. Para tal, muito contribuiu a entrada em vigor, no ano anterior, de um novo pacote legislativo<sup>7</sup> que permitiu às SGFIM a gestão de mais do que um fundo, assim como alterou as regras de composição das carteiras de

---

<sup>3</sup> Este fundo e o anterior viriam a ser extintos após o 25 de Abril de 1974, devido ao facto das suas carteiras integrarem acções de empresas entretanto nacionalizadas.

<sup>4</sup> Através do DL n.º 134/85, de 2 de Maio.

<sup>5</sup> Que atinge no final do ano uma rendibilidade anualizada líquida de comissões na ordem dos 28%.

<sup>6</sup> Através do DL n.º 321/87, de 28 de Agosto.

<sup>7</sup> DL n.º 229-C/88 e Portaria 422-B/88.

aplicações, tornando-as mais flexíveis e adaptáveis aos objectivos de gestão. As vantagens decorrentes da utilização de estruturas leves na gestão multi-fundos, em termos de poder negocial, de minimização de custos fixos e de especialização da gestão, vieram contribuir favoravelmente para o aumento da atractividade destes produtos, na óptica dos investidores.

A evolução favorável da economia portuguesa, a recuperação do mercado de capitais português, assim como o início da utilização, pelos bancos, dos fundos de investimento nas suas políticas comerciais, aliada à maior atractividade destes, contribuíram para a grande expansão dos FIM, a partir de 1989.

Os anos de 1990 a 1992, caracterizam-se pelo forte crescimento dos FIM, sendo de destacar os fundos de obrigações e de tesouraria que, devido aos elevados valores das taxas de juro, registaram uma dinâmica acentuada. Contudo, devido à instabilidade internacional, os fundos de acções não registaram o mesmo dinamismo.

Na análise dos últimos anos, distinguem-se dois períodos: o primeiro de 1993 a 1998, e o segundo de 1999 a 2001.

No primeiro período, e analisando a tabela 1.1, pode verificar-se que os FIM continuaram a apresentar-se como uma importante alternativa e complemento às aplicações tradicionais de poupança. Para este facto, muito têm contribuído as vantagens proporcionadas por este tipo de produtos, entre as quais se podem destacar:

- O acesso a uma gestão profissional, especialmente preparada para realizar uma selecção e acompanhamento dos investimentos, difícil de alcançar por um investidor individual;
- A diminuição do risco de investimento pelo efeito de diversificação da carteira;
- A liquidez normalmente elevada;

- A possibilidade de obtenção de condições mais vantajosas na negociação dos investimentos, quer a nível de *pricing*, quer a nível de custos de transacção;
- A maior facilidade de reinvestimento dos rendimentos gerados pelo fundo, pois tratando-se de montantes elevados, podem ser reinvestidos mais facilmente;
- A transparência da informação sobre a composição do fundo, política de investimentos e desempenho obtido;
- Os benefícios fiscais<sup>8</sup>, em que para o participante sujeito passivo de IRS, o rendimento decorrente do investimento nestes fundos, incorporado no valor das unidade de participação, está isento de tributação em sede de IRS.

**Tabela 1.1. Montantes geridos pelos FIM versus depósitos bancários**

Anos	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
FIM <sup>9</sup> (1)	8.218,5	10.241,7	9.931,9	12.172,4	16.315,1	19.866,2	20.435,4	18.621,1	19.382,0
Depósitos Bancários <sup>10</sup> (2)	49.367,0	54.661,0	58.693,0	60.727,0	62.468,0	64.913,0	70.017,0	73.363,0	74.410,0
(1)/(2)	<b>16,6%</b>	<b>18,7%</b>	<b>16,9%</b>	<b>20,0%</b>	<b>26,1%</b>	<b>30,6%</b>	<b>29,2%</b>	<b>25,4%</b>	<b>26,0%</b>

Unidade: Milhões de euros

Fonte: Relatórios de actividades 2000 e 2001, APFIN

Continuando a analisar a tabela 1.1, verifica-se que a razão entre as aplicações totais de FIM e os depósitos bancários teve um crescimento entre 1993 e 1998, mostrando a relevância destes produtos para a alteração dos hábitos de poupança dos portugueses. Contudo, de 1999 a 2001, devido à descapitalização dos FIM, verifica-se algum decréscimo.

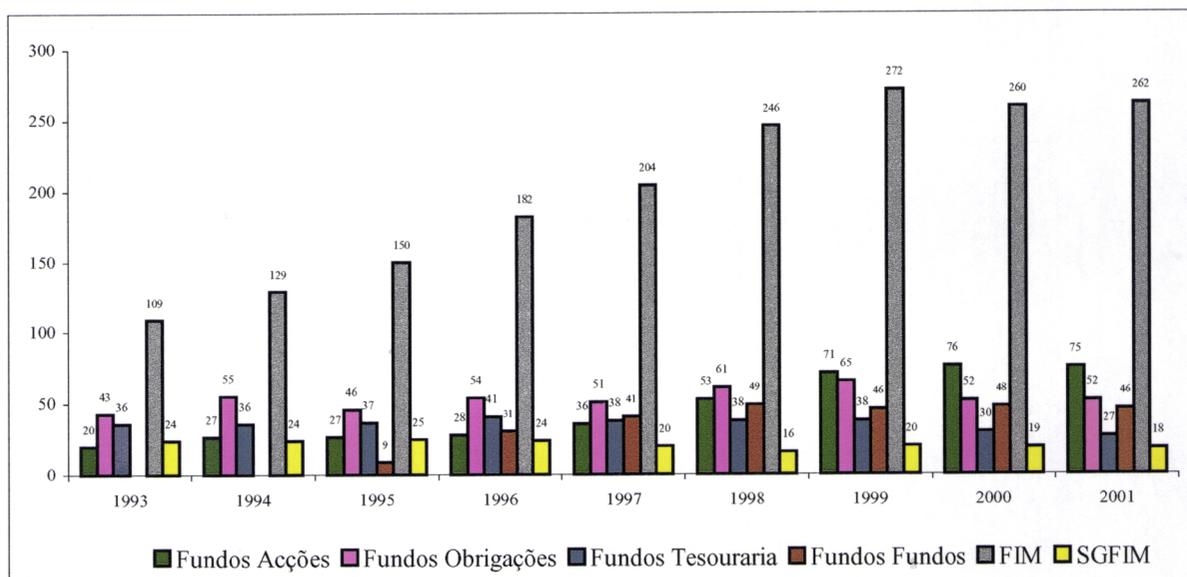
Neste contexto, apresenta-se na figura 1.1 a evolução do número de FIM totais, por categoria e o número das SGFIM.

<sup>8</sup> DL n.º 187/92, de 25 de Agosto. Estes benefícios fiscais aplicam-se apenas aos fundos que apresentem uma componente accionista que seja igual ou superior a 40%.

<sup>9</sup> Está retirado o efeito provocado pelas aplicações dos fundos de fundos.

<sup>10</sup> Apenas incluem Depósitos a Prazo e de Poupança.

**Figura 1.1. Evolução do número de SGFIM e FIM por categoria**



Fonte: Relatórios de actividades 2000 e 2001, APFIN

A acentuada queda da inflação conjugada com a redução das taxas de juro contribuíram, de forma decisiva, para que o ano de 1993 se apresentasse bastante positivo para a bolsa de valores portuguesa, favorecendo o crescimento do número de FIM. A este facto não é alheio o significado que os fundos internacionais começam a ter, os quais explicam, em parte, os 109 FIM existentes, com um montante gerido de 8.218,7 milhões de euros (figura 1.2).

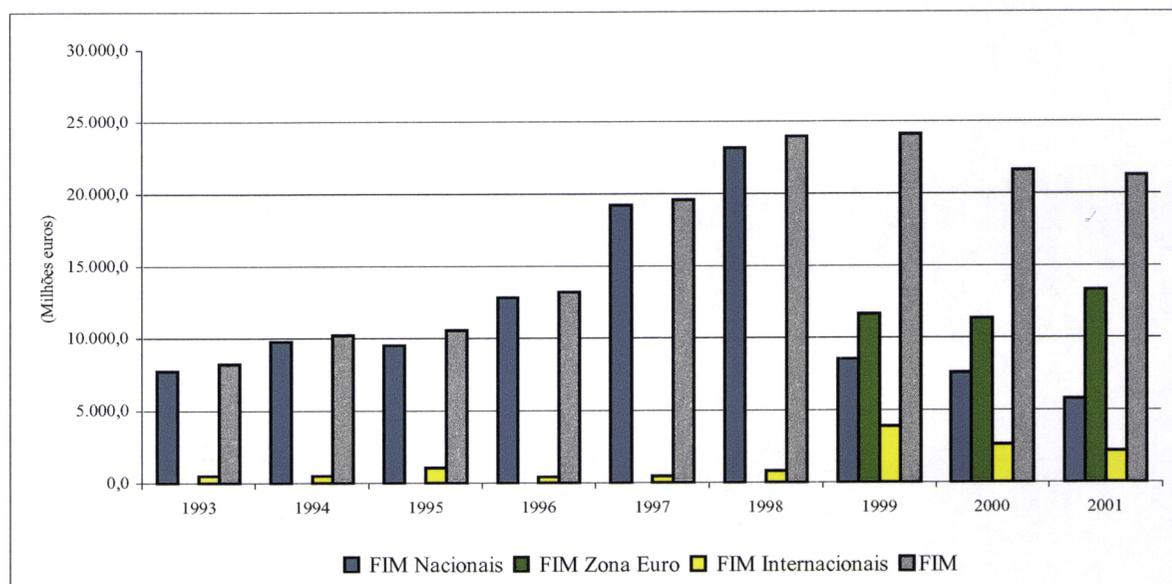
Neste primeiro período, o número de FIM apresentou um crescimento acentuado. Mais que duplicou! Este facto, aliado à estabilização do número de SGFIM parece indicar, por parte destas, uma aposta na diversificação da oferta de um maior número de fundos com diferentes níveis de risco e rendibilidade, de modo a responderem a um número mais vasto de clientes.

Constata-se ainda que, até 1996, os FIM são maioritariamente fundos de tesouraria e fundos de obrigações. A partir de 1997, o número de fundos de acções e de fundos de fundos tem vindo a aumentar, tendo mesmo ultrapassado o número de fundos de tesouraria.

Na figura 1.2 observa-se também um crescimento (à excepção de 1995) no que se refere aos valores geridos, facto este que estaria associado, em alguns casos, à evolução positiva do mercado de capitais, assim como ao surgimento de novos fundos e de novas aplicações em

fundos já existentes. Repare-se na quase triplicação dos valores de 1993 para 1998 (8.218,7 milhões de euros em Dezembro de 1993 contra 23.954,8 em Dezembro de 1998)!

**Figura 1.2. Evolução dos montantes geridos pelos FIM por mercado**



Fonte: Relatórios de actividades 2000 e 2001, APFIN

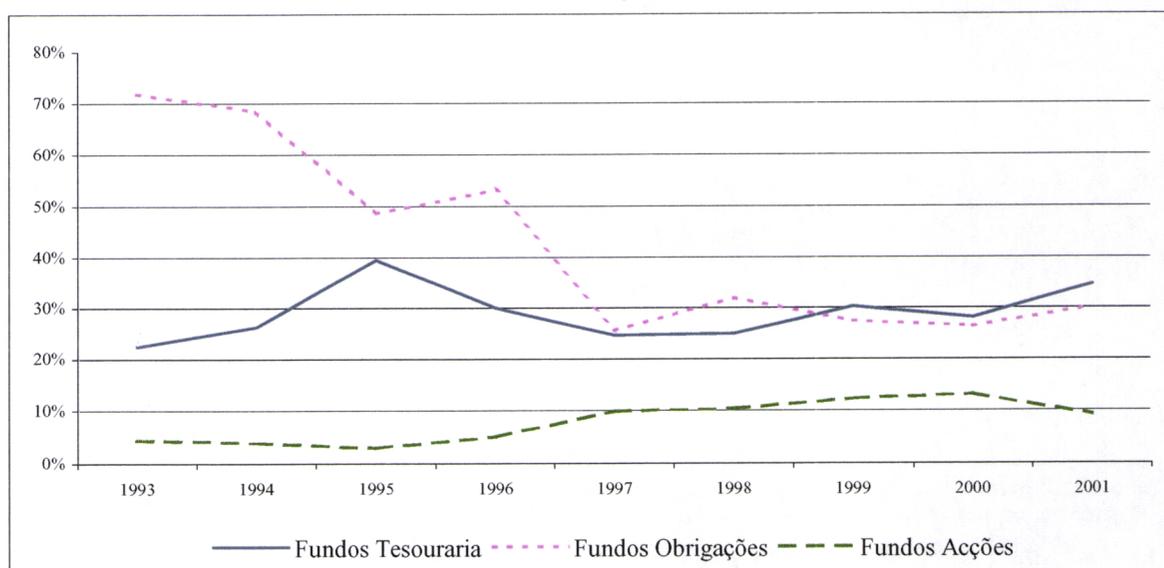
Contribuindo também para esta tendência, salienta-se ainda o surgimento, em 1994, de um novo diploma legal<sup>11</sup> que regulamenta actualmente os fundos de investimento, o qual introduz importantes alterações ao nível de funcionamento dos fundos. Por um lado, estas alterações significativas reflectiram-se na valorização dos activos em carteira, nas regras de composição do património dos fundos, nas regras de divulgação de informação e respectivo conteúdo e ao nível do uso de instrumentos de cobertura de risco. Por outro, o novo diploma atribuiu à Comissão de Mercado de Valores Mobiliários (CMVM) competências não só na constituição e autorização dos fundos de investimento, como também na regulamentação de aspectos particulares previstos no mesmo<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> DL n.º 276/94, de 2 de Novembro, diploma fundamental sobre a actividade dos fundos de investimento mobiliário, transpondo para a ordem jurídica interna a Directiva do Conselho n.º 85/611/CEE, de 20 de Dezembro de 1985.

<sup>12</sup> Esta vertente engloba, além do acompanhamento dos processos de constituição de fundos de investimento, as alterações aos regulamentos de gestão, bem como a aprovação dos respectivos prospectos e o controlo dos relatórios periódicos elaborados com base na actividade dos FIM.

Este período favorável ao desenvolvimento do sector provocou alterações no peso de cada categoria de títulos e nas aplicações totais dos FIM. Esta situação pode observar-se na figura 1.3, onde se verifica uma descida bastante acentuada do valor relativo das aplicações dos fundos de obrigações (apesar de serem, em termos absolutos, aqueles que apresentam maior peso, até 1998) e uma subida dos fundos de acções.

**Figura 1.3. Evolução do peso dos montantes aplicados pelos FIM por categoria**



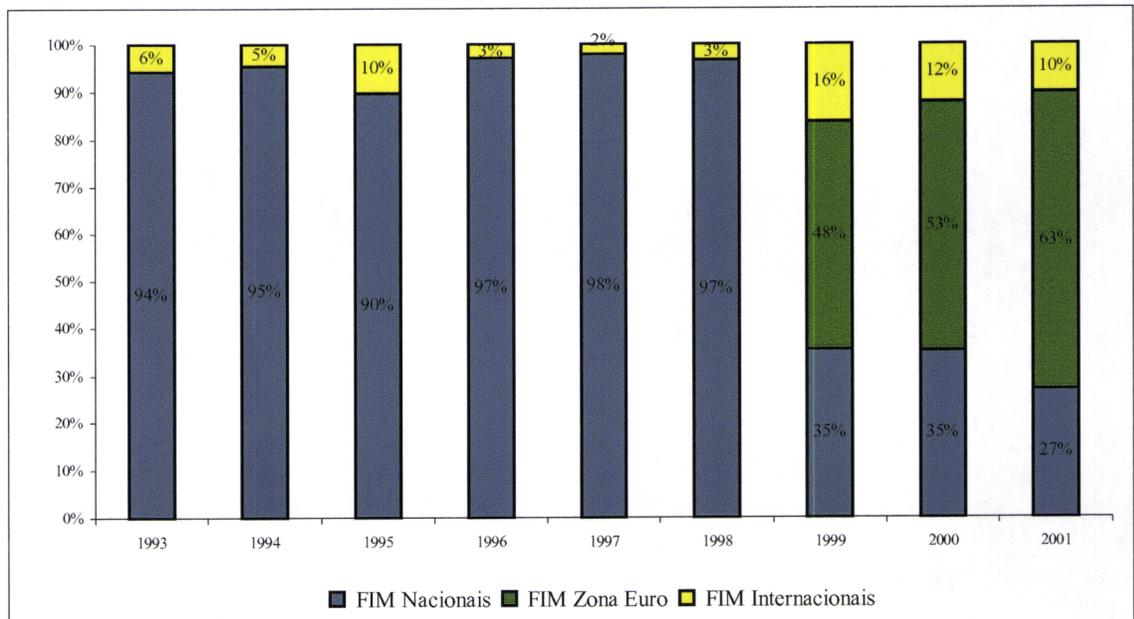
Fonte: Relatórios de actividades 2000 e 2001, APFIN

O segundo período de análise (1999 a 2001) apresenta características distintas dos anos anteriores.

O ano de 1999 marca a entrada oficial do Euro em vigor. Este facto teve importantes reflexos na economia, assim como na indústria de FIM. A eliminação do risco cambial, a necessidade sentida pelos gestores portugueses em aderirem a índices mais alargados e a crescente importância dos vários mercados accionistas internacionais fizeram com que as aplicações dentro dos FIM sofressem uma forte realocação de activos. Os investimentos internacionais começaram a crescer bastante, nomeadamente na zona Euro, por contrapartida de uma redução do peso dos investimentos nacionais.

Esta crescente internacionalização das carteiras dos investidores nacionais fica bem demonstrada na figura 1.4, onde os FIM da zona Euro e os FIM internacionais atingiram, logo em 1999, 48% e 16%, respectivamente, do total dos montantes sob administração.

**Figura 1.4. Evolução do peso dos montantes aplicados pelos FIM por mercado**



Fonte: Relatórios de actividades 2000 e 2001, APFIN

Nos anos 2000 e 2001, assiste-se à consolidação da internacionalização da gestão de activos e à maior integração da zona Euro. Consta-se assim, cada vez mais, a relevância dos mercados estrangeiros para as aplicações dos FIM, com especial destaque para os mercados da União Europeia

O lançamento de novos fundos especializados em determinados sectores e tipo de activos, aliado ao processo de fusões que ocorreram neste período, assim como à queda dos principais índices bolsistas, saldou-se por um decréscimo no número de FIM em 2000 e 2001 (figura 1.1) e alguma descapitalização dos mesmos, como é visível na figura 1.2. Saliente-se ainda que, dada a instabilidade dos mercados financeiros em 2001, acentuou-se o peso dos fundos de tesouraria e de obrigações por contrapartida de uma redução do peso dos fundos de acções (figura 1.3).

### 1.3. Plano de apresentação

Esta investigação está organizada em cinco capítulos. No capítulo 2 será feita uma revisão da bibliografia fundamental na área da avaliação do desempenho de carteiras de investimento. Este capítulo apresenta e discute, de forma sumária, os modelos de equilíbrio no mercado de capitais, assim como as medidas tradicionais de avaliação de desempenho e as suas limitações. Será também contemplada a Teoria de Equilíbrio por Arbitragem, bem como as suas vantagens e limitações. Para finalizar, serão analisadas e discutidas as questões sobre decomposição do desempenho global em selectividade e *timing*, assim como os modelos que abordam este tema.

No capítulo 3, a selectividade e o *timing* são analisados em termos teóricos e ao nível da definição das variáveis, no contexto do modelo de Henriksson e Merton (1981).

No capítulo 4 são descritos os dados utilizados neste estudo, assim como os resultados obtidos, nomeadamente, pela aplicação do modelo de Henriksson e Merton (1981). Os resultados empíricos são ainda analisados, discutidos e comparados com outros trabalhos. No final do capítulo são apresentadas as conclusões mais importantes retiradas ao longo do mesmo.

Finalmente, no capítulo 5 são expostas as principais conclusões da investigação realizada, assim como as suas limitações. São, ainda, apresentadas linhas de investigação futuras, as quais surgem como um desenvolvimento possível deste trabalho.

## CAPÍTULO 2 - REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1. Introdução

A ideia base subjacente à avaliação do desempenho de carteiras de investimentos consiste na comparação das rendibilidades obtidas pelo gestor de investimentos, através de uma gestão activa, com as rendibilidades que poderiam ter sido obtidas com uma carteira alternativa, frequentemente designada como carteira padrão ou carteira *benchmark*. A razão desta comparação é fácil de compreender, já que o desempenho deve ser avaliado numa base relativa e não numa absoluta.

Neste contexto, antes dos anos 60, o desempenho das carteiras era medido exclusivamente através de cálculos de rendibilidades. De facto, as primeiras medidas de avaliação ignoravam o risco envolvido nos investimentos. Esta abordagem foi defendida, mais tarde, por Mills (1970). Este autor refere que “*in the measurement of actual fund performance, however, risk is a meaningless concept, since no uncertainty exists in past events*” (Mills, 1970, pp. 1125).

No entanto, os investigadores estavam cientes do risco, mas não sabiam como quantificá-lo e medi-lo, por isso não podiam considerá-lo explicitamente. Assim, os dois parâmetros tinham que ser considerados separadamente. Os investigadores agrupavam carteiras em classes de risco semelhantes, baseadas numa medida de risco (como a variação de rendibilidades), e depois comparavam as taxas de rendibilidade dessas carteiras com a rendibilidade de carteiras alternativas, dentro da mesma classe de risco. É o caso das investigações iniciais de Friend, Brown, Herman e Vickers (1962), Friend e Vickers (1965), Fox (1968) e Gaumnitz (1970), relativamente ao mercado norte-americano; Williamson (1971), relativamente ao mercado canadiano; e, Samuels (1968), relativamente ao mercado inglês. Mesmo em artigos mais recentes foi utilizada a mesma metodologia, como seja o caso dos estudos de Brightman e Haslanger (1980), Baesel, Shows e Thorpe (1982), Lerner e Theerathorn (1983), para testarem a persistência do desempenho; Bogle e Twardowski (1980), para compararem o

desempenho de investidores institucionais; Good (1983), para avaliar o desempenho dos gestores contra um índice construído especificamente para eles; e, Chua, Woodward e To (1987) e Droms (1989), para analisarem os ganhos potenciais dos investidores, através de previsões do mercado em alta e em baixa.

Todos estes investigadores apenas usaram medidas de rendibilidades temporais para realizarem os seus estudos.

O surgimento da moderna teoria da carteira e do Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros proporcionou o desenvolvimento das primeiras medidas de avaliação do desempenho ajustadas ao risco.

Neste capítulo, procede-se à revisão da literatura sobre a avaliação do desempenho, começando precisamente por uma breve descrição das estruturas teóricas que lhes estão subjacentes, para depois se apresentar as medidas de avaliação daí decorrentes. São também discutidas as principais limitações a essas medidas, em particular a questão da carteira padrão e da estabilidade das medidas de risco. O surgimento de um paradigma concorrente, a *Arbitrage Pricing Theory* (APT), é também apresentado e discutido. Finalmente, apresentam-se as principais metodologias que permitem a decomposição do desempenho global em selectividade e *market timing*.

## **2.2. Modelos de equilíbrio no mercado de capitais**

### **2.2.1. Teoria da Carteira**

A quantificação do risco e a sua relação com a rendibilidade foram consideradas, pela primeira vez, por Markowitz (1952), aquando da publicação de um artigo denominado

“*Portfolio Selection*”, vindo a constituir o ponto de partida para a construção da Moderna Teoria da Carteira.

A ideia fundamental do modelo de Markowitz é a de que os investidores não têm como único objectivo a maximização da rendibilidade, mas sim conhecer a forma como a diversificação actua sobre o risco, reflectindo-se na rendibilidade. Deste modo, estavam apresentados os princípios da construção de carteiras, utilizando os conceitos de rendibilidade e risco.

De forma genérica, o modelo apresenta a rendibilidade esperada da carteira como:

$$E(R_c) = \sum_{i=1}^N x_i E(R_i) \quad (2.1)$$

onde,

$E(R_c)$  = Rendibilidade esperada da carteira **c**;

$E(R_i)$  = Rendibilidade esperada do título **i**;

$x_i$  = Peso do título **i** na carteira;

$N$  = Número de títulos na carteira.

E, o risco da mesma, representado pelo desvio padrão:

$$\sigma_c = \sqrt{\sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N x_i x_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} \quad (2.2)$$

onde,

$\sigma_c$  = Desvio padrão da carteira;

$x_i$  = Peso do título **i** na carteira;

$x_j$  = Peso do título **j** na carteira ;

$\sigma_i$  = Desvio padrão do título **i**;

$\sigma_j$  = Desvio padrão do título **j**;

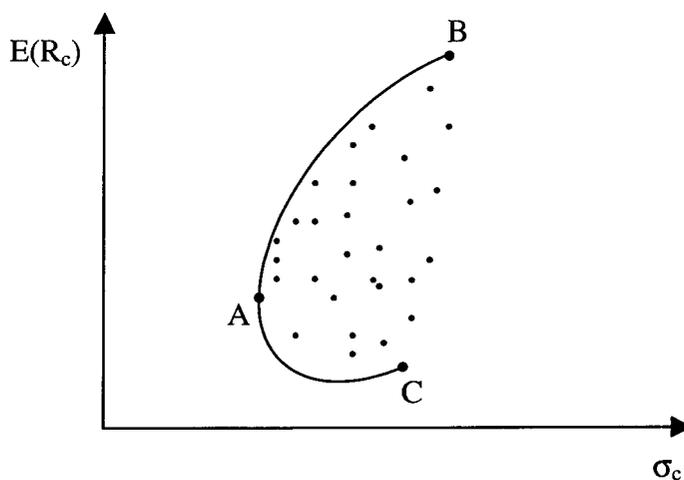
$\rho_{ij}$  = Coeficiente de correlação entre os títulos **i** e **j**.

Desta última expressão, pode constatar-se que este modelo teve o intuito de provar que ao aumentar-se o número de títulos que compõem a carteira, está a diminuir-se o risco do investimento realizado nessa mesma carteira. Isto acontece porque o desvio padrão de uma carteira composta por vários títulos não depende apenas dos desvios padrões dos títulos individuais que a compõem, mas também da forma como eles co-variam entre si.

Os cálculos da rendibilidade esperada e do desvio padrão tornam-se de importância crucial, pois assumindo (como o fez Markowitz) que as rendibilidades dos títulos são normalmente distribuídas, estes dois parâmetros são as únicas medidas que o investidor precisa de ter em consideração na sua decisão de investimento.

Para construir uma carteira eficiente, o investidor necessita de calcular os dois parâmetros para todas as potenciais carteiras, formando assim o conjunto das oportunidades de investimento, representado na figura 2.1.

**Figura 2.1. Conjunto das oportunidades de investimento**



Tomando como pressuposto que os investidores são racionais, ou seja, seleccionam carteiras que maximizam a rendibilidade esperada para cada nível de risco e minimizam o risco para cada nível de rendibilidade esperada, pode observar-se na figura anterior que apenas irão ser

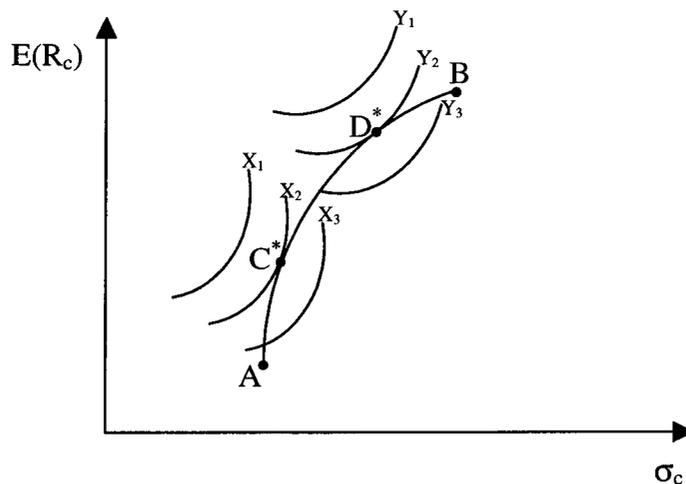
seleccionadas as carteiras que se situam na curva representada pelos pontos A<sup>13</sup> e B. Esta curva é chamada de fronteira eficiente, onde se situam todas as carteiras eficientes. As carteiras situadas no espaço à esquerda da fronteira não são possíveis de constituir porque não formam um conjunto atingível, as carteiras para a direita da fronteira são ineficientes, como é o caso da carteira C.

Note-se que o cálculo da fronteira eficiente envolve bastantes cálculos<sup>14</sup>, requerendo estimativas da rendibilidade esperada e do desvio padrão de cada acção, assim como do coeficiente de correlação entre todos os títulos.

A carteira óptima será obtida conjugando a fronteira eficiente com o nível de aversão ao risco de cada investidor, ou seja, com as respectivas curvas de indiferença.

Na figura 2.2 estão representados dois conjuntos de curvas de indiferença, as do investidor X e as do investidor Y. No ponto de tangência destas com a fronteira eficiente, encontra-se a carteira óptima.

**Figura 2.2. Carteiras óptimas**



<sup>13</sup> Corresponde ao ponto de inflexão da curva representada pelos pontos B, A e C.

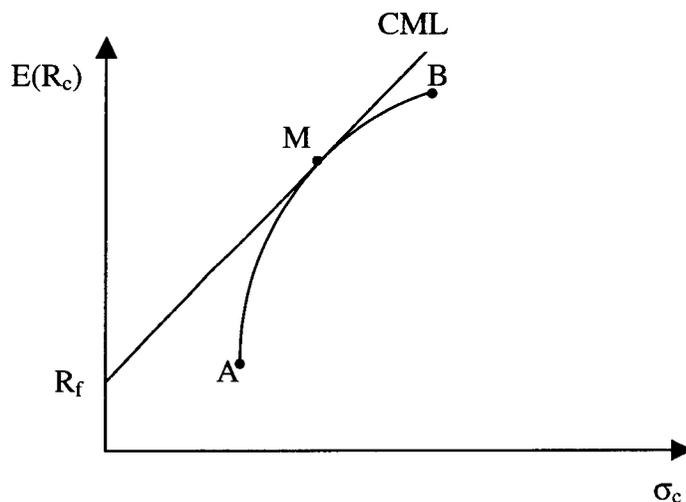
<sup>14</sup> Para constituir uma carteira com N activos, seria necessário estimar N desvios padrão e  $\frac{(N^2 - N)}{2}$  covariâncias.

Sendo o investidor X mais avesso ao risco do que o Y, as suas carteiras óptimas são  $C^*$  e  $D^*$ , respectivamente.

Por forma a completar a análise de Markowitz, que apenas considera activos com risco, Tobin (1958) acrescentou a existência de um activo sem risco ( $R_f$ ), à taxa do qual se pode conceder ou obter empréstimos.

Através da figura 2.3 pode observar-se que a consideração deste activo isento de risco dá origem à recta  $R_fM$ , tangente à fronteira de carteiras eficientes de Markowitz no ponto M (carteira de mercado). À nova fronteira eficiente linear designa-se por Recta do Mercado de Capitais ou *Capital Market Line* (CML).

**Figura 2.3. Recta do Mercado de Capitais (CML)**

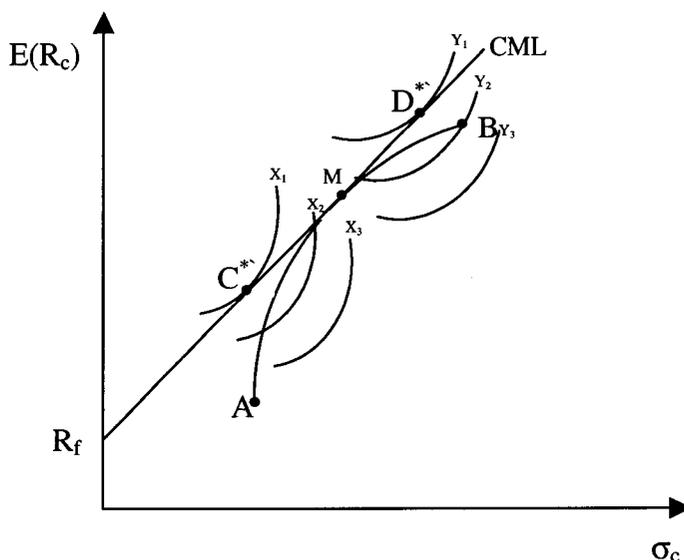


Esta nova abordagem vem agora alargar as possibilidades de investimento, através da combinação de diferentes proporções desse activo isento de risco com a carteira de mercado.

A recta  $R_fM$  corresponde agora à nova fronteira de eficiência, pois todas as carteiras situadas ao longo desta recta são preferíveis a quaisquer outras (com excepção do ponto de tangência M), quer para conceder empréstimos (carteiras à esquerda do ponto M) quer para obter empréstimos (carteiras à direita do ponto M).

A consideração das curvas de indiferença dos investidores X e Y, nesta nova situação, dá origem a outras carteiras óptimas que proporcionam maior satisfação, relativamente à fronteira eficiente anterior.

**Figura 2.4. Carteiras óptimas com a Recta do Mercado de Capitais**



Na figura 2.4, pode verificar-se que o investidor X, ao combinar uma proporção do activo sem risco com a carteira de mercado, obtém a carteira  $C^{*x}$ , preferível à carteira  $C^*$  (figura 2.2). O investidor Y, ao obter empréstimos à taxa de juro do activo sem risco e aplicando na carteira de mercado, obtém a carteira  $D^{*y}$ , também preferível à situação anterior.

Através desta análise, Tobin (1958) demonstrou que independentemente das preferências do investidor quanto ao risco, ele investirá sempre numa combinação de activos sem risco e com risco<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Esta ideia é também conhecida como o Teorema da Separação.

### 2.2.2. Modelo de Mercado

No seguimento do modelo de Markowitz que, recorde-se, tem como grande inconveniente a sua forma de cálculo relativamente morosa, pois requer um número elevado de estimativas, surge o Modelo de Mercado<sup>16</sup> desenvolvido por Sharpe (1963).

Assim, para um número elevado de activos (que normalmente caracterizam as carteiras diversificadas), o primeiro modelo torna-se quase impraticável. Pelo contrário, o Modelo de Mercado permite simplificar o processo de cálculo, bem como sintetizar a informação necessária para a análise de carteiras.

Este modelo pressupõe que a rendibilidade individual de um título depende apenas da evolução da rendibilidade do mercado, sendo esta uma relação linear. Este mesmo modelo baseia-se na distribuição normal das rendibilidades dos activos e representa-se por:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + e_{i,t} \quad (2.3)$$

onde,

$R_{i,t}$  = Rendibilidade do activo **i** no período **t**;

$R_{m,t}$  = Rendibilidade do mercado no período **t**;

$\alpha_i$  = Constante;

$\beta_i$  = Declive;

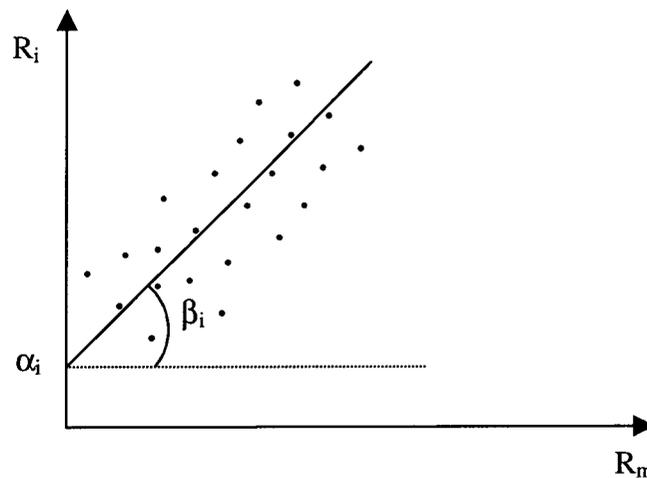
$e_{i,t}$  = Termo residual.

e, graficamente por:

---

<sup>16</sup> Também conhecido como Recta Característica ou *Characteristic Line*.

Figura 2.5. Recta Característica



O termo residual tem o valor médio zero e é suposto não estar correlacionado com a rentabilidade do mercado nem com o termo residual do mesmo título ao longo do tempo.

O parâmetro  $\beta^{17}$  é o mais importante, representa o declive da Recta Característica e é frequentemente referido como uma medida do risco sistemático.

O Modelo de Mercado decompõe o risco total de um título de rendimento variável em dois:

- O risco de mercado, sistemático ou não diversificável, que afecta a rentabilidade de todos os títulos e, por conseguinte, não pode ser eliminado;
- O risco específico, não sistemático ou diversificável, que afecta apenas a rentabilidade dos títulos de uma empresa, pelo que pode ser reduzido ou eliminado através da diversificação da carteira.

---

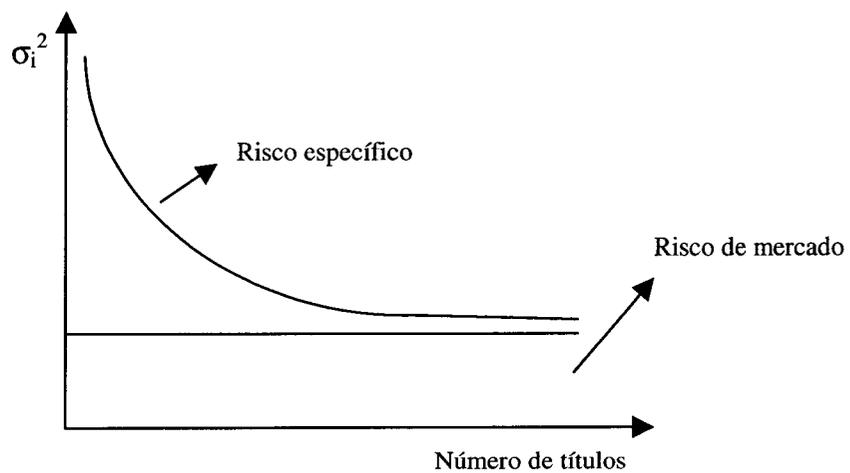
<sup>17</sup>  $\beta_i = \frac{cov_{im}}{\sigma_m^2} = \rho_{im} * \frac{\sigma_i}{\sigma_m}$ , onde,  $cov_{im}$  = Covariância entre a rentabilidade do título *i* e a rentabilidade do mercado;  $\sigma_m^2$  = Variância da rentabilidade do mercado; e,  $\rho_{im}$  = Coeficiente de correlação entre o título *i* e o mercado.

Na equação 2.4 pode observar-se o risco total do título  $i$ ,  $\sigma_i^2$ , decomposto no risco de mercado,  $\beta_i^2 \sigma_m^2$ , e no risco específico do título,  $\epsilon_i^2$ .

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \epsilon_i^2 \quad (2.4)$$

O efeito da dimensão de uma carteira sobre o seu risco pode ser facilmente visualizado através da seguinte figura:

**Figura 2.6. Decomposição do risco de uma carteira**



A figura sugere que a conveniente diversificação da carteira torna o risco específico insignificante, interessando apenas ao investidor conhecer o risco sistemático, que não pode ser eliminado<sup>18</sup>.

Comparativamente ao modelo anteriormente analisado, o Modelo de Mercado apresenta vantagens no sentido de um menor número de variáveis e no tipo de dados necessários, bastando apenas calcular os coeficientes  $\beta$  para se obterem directamente as covariâncias.

Como factores críticos a este modelo, podem apresentar-se os seguintes:

<sup>18</sup> Vários estudos têm demonstrado que se consegue obter uma diversificação adequada com cerca de 15 a 20 títulos. V. g. Evans e Archer (1968); Wagner e Lau (1971); e, Newbould e Poon (1993).

- Assume-se que a rendibilidade dos títulos segue uma distribuição normal<sup>19</sup>, o que pode não corresponder à realidade;
- Considera-se que a rendibilidade do mercado,  $R_m$ , representa uma carteira eficiente, constituída por um índice de mercado nos modelos de regressão linear, o que nada garante que assim seja<sup>20</sup>;
- Os betas históricos podem não assegurar a sua estabilidade ao longo do tempo<sup>21</sup>.

### 2.2.3. Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros

No seguimento do modelo anterior, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), desenvolvem o Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros ou *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), como vulgarmente é conhecido.

O CAPM é um modelo de avaliação de activos com risco, fornecendo informações aos investidores acerca da rendibilidade em equilíbrio que poderão esperar para um determinado activo (ou carteira), em função do risco assumido.

Este modelo, sendo, como tal, uma representação simplificada da realidade, procura apenas captar os seus aspectos fundamentais, assumindo hipóteses simplificadoras sobre o comportamento dos agentes e do mercado. Assim, baseando-se nos mercados eficientes, assume os seguintes pressupostos, alguns dos quais são comuns à Teoria da Carteira e ao Modelo de Mercado:

- A rendibilidade de um activo financeiro é uma variável aleatória com distribuição aproximadamente normal, pelo que os investidores tomam decisões apenas com base

---

<sup>19</sup> Esta premissa é válida, como se viu, também para o modelo de Markowitz.

<sup>20</sup> Este assunto será abordado com maior detalhe, mais à frente, neste trabalho.

<sup>21</sup> Aspecto desenvolvido, mais à frente, neste trabalho.

no risco e rendibilidade dos activos, que são medidos pela variância (ou desvio padrão) e média das taxas de rendibilidade esperadas, respectivamente;

- Os investidores são avessos ao risco. Apenas aceitam assumir riscos mais elevados se a taxa de rendibilidade esperada for superior;
- Os investidores têm expectativas homogéneas acerca da rendibilidade e do risco, se assim não fosse, haveria diferentes fronteiras de eficiência;
- Todos os investidores têm o mesmo horizonte de investimento, caso contrário, as expectativas de cada activo poderiam variar substancialmente de investidor para investidor;
- A informação está igualmente disponível para todos os investidores sem custos significativos;
- Todos os investidores pretendem maximizar a utilidade esperada;
- Não há impostos, nem custos de transacção, nem quaisquer outras imperfeições do mercado;
- Não há restrições às vendas a descoberto;
- As carteiras podem ser constituídas a partir de activos isentos de risco e com risco e os investidores podem contrair ou conceder empréstimos, em montante ilimitado, à taxa de juro isenta de risco;
- Todos os activos são transaccionáveis e divisíveis.

No quadro do CAPM, e de acordo com os pressupostos estabelecidos, todos os investidores possuiriam uma combinação linear de activos sem risco e da carteira de mercado. Sendo o  $\beta$  a

medida de risco da rendibilidade de uma carteira em relação à rendibilidade da carteira de mercado, pode estabelecer-se a seguinte relação de equilíbrio entre risco e rendibilidade:

$$E(R_{c,t}) = R_{f,t} + \beta_c [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] \quad (2.5)$$

onde,

$E(R_{c,t})$  = Rendibilidade esperada da carteira (ou título)  $c$  no período  $t$ ;

$R_{f,t}$  = Taxa isenta de risco no período  $t$ ;

$\beta_c$  = Medida de risco da carteira (risco sistemático), obtido pelo modelo de mercado;

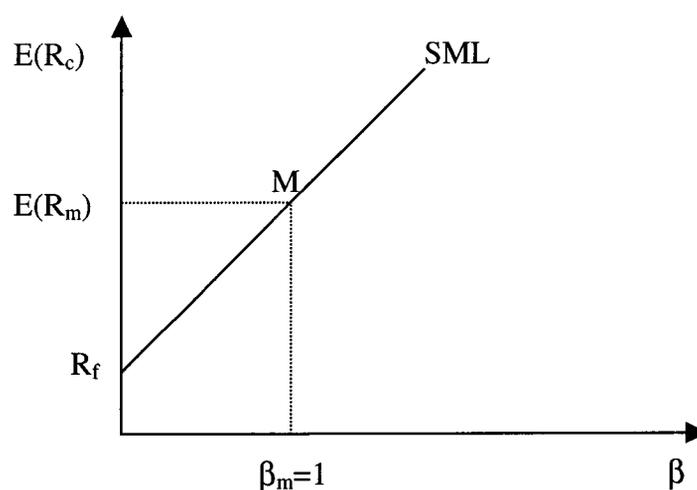
$E(R_{m,t})$  = Rendibilidade esperada da carteira de mercado no período  $t$ .

A equação 2.5 representa a Recta do Mercado de Títulos ou *Security Market Line* (SML). Esta expressão mostra, basicamente, que a taxa de rendibilidade de qualquer activo com risco será igual à taxa de rendibilidade de um activo sem risco ( $R_{f,t}$ ) mais um prémio de risco. O prémio de risco obtém-se multiplicando a diferença entre a rendibilidade esperada do mercado e a rendibilidade do activo sem risco [ $E(R_{m,t}) - R_{f,t}$ ] pelo parâmetro de risco sistemático desse activo ( $\beta_c$ ).

Dado que o  $\beta$  apenas mede o risco sistemático, os investidores só são recompensados pelo risco sistemático que assumem nas suas carteiras. De facto, é razoável que assim seja, pois cada investidor pode eliminar o risco específico diversificando de forma adequada a sua carteira, como se viu anteriormente.

Na figura 2.7 encontra-se representada, graficamente, a SML.

Figura 2.7. Recta do Mercado de Títulos (SML)



Através desta figura pode observar-se que a inclinação da SML,  $[E(R_m) - R_f]$ , mede o preço do risco pelo mercado. Para cada unidade adicional de  $\beta$ , a rendibilidade de uma carteira aumenta por um montante igual a  $[E(R_m) - R_f]$ . Note-se, também, que o beta do mercado é igual a um ( $\beta_m = 1$ )<sup>22</sup> porque o activo em causa é o próprio mercado.

Pelo exposto, conclui-se que o CAPM é um modelo que indica as taxas de rendibilidade esperadas (e, portanto, os preços) dos vários activos de risco em equilíbrio. Essas rendibilidades esperadas são função do risco sistemático desses activos, medido através do  $\beta$ .

---

<sup>22</sup>  $\beta_m = \frac{COV_{m,m}}{\sigma_m^2} = 1$

## 2.3. Medidas tradicionais de avaliação do desempenho

### 2.3.1. Caracterização das medidas tradicionais

Na sequência do desenvolvimento da Teoria da Carteira e do CAPM, que tiveram como importante inovação a quantificação e inclusão do risco nas suas análises, surgiram medidas de avaliação do desempenho de carteiras de investimento ajustadas ao risco. Desta forma, seria possível comparar o desempenho de todos os activos (carteiras) entre si, mesmo que o seu perfil de risco não fosse comparável.

Assim, surgiram as medidas de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968), também chamadas medidas tradicionais de avaliação do desempenho.

#### Medida de Treynor

Com fundamentações teóricas no CAPM, Treynor (1965) propõe a primeira medida de avaliação global do desempenho, também designada na literatura por *reward-to-volatility measure*, representada pelo seguinte rácio:

$$T_c = \frac{\bar{R}_c - \bar{R}_f}{\beta_c} \quad (2.6)$$

onde,

$T_c$  = Medida de Treynor;

$\bar{R}_c$  = Rendibilidade média da carteira  $c$  no período;

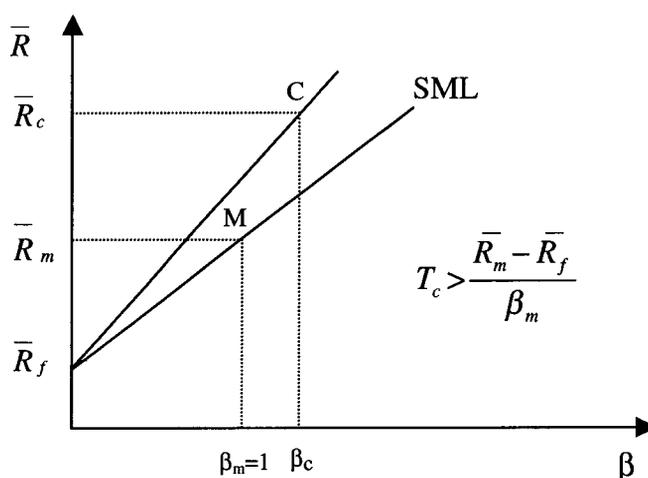
$\bar{R}_f$  = Taxa isenta de risco média no período;

$\beta_c$  = Medida de risco sistemático da carteira  $c$ .

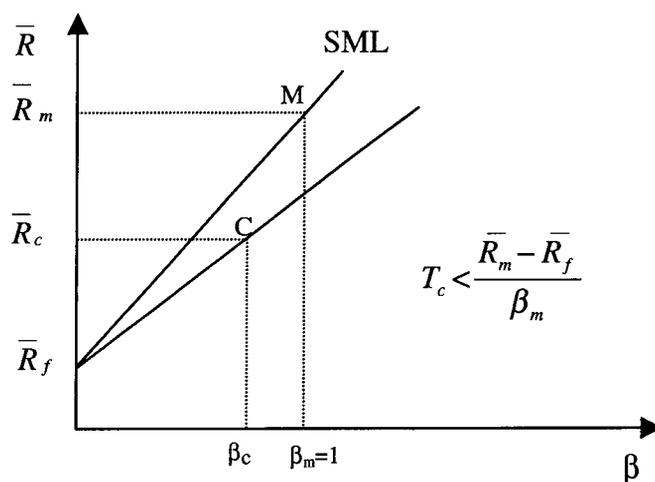
A medida de Treynor, representada na equação 2.6, pretende quantificar a rentabilidade em excesso ( $\bar{R}_c - \bar{R}_f$ ) por unidade de risco sistemático.

Tendo como base de referência a SML, e observando as figuras 2.8 e 2.9, pode observar-se que o desempenho de uma carteira será tanto melhor (pior) quanto maior (menor) for o valor de  $T_c$ , ou seja, quanto maior (menor) for o declive relativamente à SML, que representa o desempenho do mercado.

**Figura 2.8. Medida de Treynor - Desempenho superior**



**Figura 2.9. Medida de Treynor - Desempenho inferior**



Esta medida permite, por um lado, saber se determinada carteira conseguiu superar o mercado<sup>23</sup> e, por outro, ordenar as carteiras entre si, através da comparação do respectivo valor da medida de Treynor ou declive da carteira.

Note-se ainda que, ao assumir que as carteiras se encontram completamente diversificadas, esta medida mostra que o beta é a única medida de risco relevante para determinar o desempenho das carteiras.

### Medida de Sharpe

A medida de avaliação do desempenho global proposta por Sharpe (1966), com fundamentações teóricas na Teoria do Mercado de Capitais, é semelhante à de Treynor. Contudo, Sharpe utiliza como medida de risco da carteira, não o risco de mercado, mas o seu risco total, expresso pelo desvio padrão das suas rendibilidades. Assim, esta medida, também designada na literatura por *reward-to-variability ratio*, é apresentada pela seguinte expressão:

$$S_c = \frac{\bar{R}_c - \bar{R}_f}{\sigma_c} \quad (2.7)$$

onde,

$S_c$  = Medida de Sharpe;

$\bar{R}_c$  = Rendibilidade média da carteira  $c$  no período;

$\bar{R}_f$  = Taxa isenta de risco média no período;

$\sigma_c$  = Medida de risco total da carteira  $c$ , ou seja, o desvio padrão.

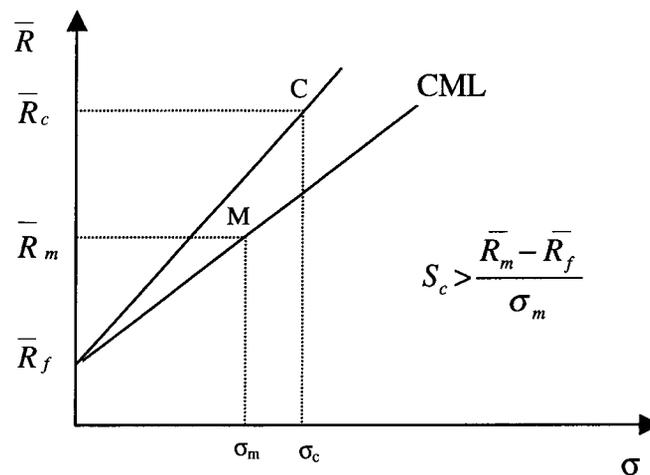
Verifica-se que esta medida quantifica a rendibilidade em excesso ( $\bar{R}_c - \bar{R}_f$ ) por unidade de risco total, e ao considerar o desvio padrão, utiliza a Recta do Mercado de Capitais como *benchmark*. Neste contexto, valores mais (menos) elevados da medida de Sharpe representam

---

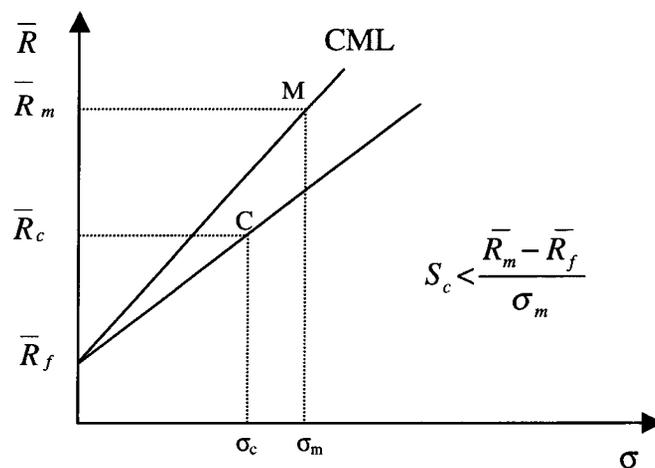
<sup>23</sup> Se for utilizado um índice de mercado, como *proxy* da carteira de mercado, o seu rácio  $T_m$  será muito simplesmente igual a  $\bar{R}_m - \bar{R}_f$ , na medida em que, por definição, o seu beta é igual à unidade.

carteiras com desempenhos superiores (inferiores) e aquelas cuja recta se situa acima (abaixo) da CML revelam melhores (piores) desempenhos que o mercado. As figuras seguintes apresentam a posição de uma carteira relativamente à CML:

**Figura 2.10. Medida de Sharpe - Desempenho superior**



**Figura 2.11. Medida de Sharpe - Desempenho inferior**



Refira-se ainda que, ao utilizar o risco total de uma carteira, Sharpe torna a sua medida mais adequada para avaliar carteiras que não se encontram completamente diversificadas.

### Medida de Jensen

Tendo em conta os pressupostos subjacentes ao CAPM, o modelo sustenta que todos os títulos estarão em equilíbrio, de acordo com a equação 2.5, pelo que não haverá possibilidades de se obter rendibilidades diferentes das indicadas por este modelo. Coloca-se contudo uma questão: E se os títulos não estiverem correctamente avaliados? Existe a possibilidade do investidor obter rendibilidades diferentes das indicadas pelo CAPM!

A medida de avaliação proposta por Jensen (1968) baseia-se na relação de equilíbrio do CAPM e tem sido a mais utilizada quer por académicos quer por profissionais.

A equação 2.5 está apresentada numa perspectiva *ex-ante*, ou seja, em termos de rendibilidades esperadas da carteira e rendibilidades esperadas do mercado. No entanto, na prática o CAPM utiliza informações *ex-post*, ou seja, rendibilidades observáveis, pelo que a equação anterior, com as devidas adaptações, pode transformar-se em:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \beta_c (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (2.8)$$

onde,

$R_{c,t}$  = Rendibilidade da carteira (ou título) **c** no período **t**;

$R_{f,t}$  = Taxa isenta de risco no período **t**;

$\beta_c$  = Medida de risco sistemático da carteira, obtido pelo Modelo de Mercado;

$R_{m,t}$  = Rendibilidade da carteira de mercado no período **t**;

$\varepsilon_{c,t}$  = Variável residual com valor esperado de zero [ $E(\varepsilon_{c,t})=0$ ], variância constante [ $Var(\varepsilon_{c,t})=\sigma^2$ ] e não correlacionada quer com a rendibilidade do mercado [ $Cov(\varepsilon_{c,t}, R_{m,t})=0$ ], quer com a variável residual de outros títulos [ $Cov(\varepsilon_{c,t}, \varepsilon_{j,t})=0$ ].

Em equilíbrio, a relação descrita na equação 2.8 deve manter-se. No entanto, se houver ineficiências no mercado, pode admitir-se que um investidor ao se aperceber desta situação tente obter rendibilidades superiores ao normal, para o nível de risco assumido. Jensen

permite detectar esta capacidade de previsão simplesmente não forçando a regressão a passar pela origem e introduzindo uma intercepção  $\alpha_c$ , da seguinte forma:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (2.9)$$

O  $\alpha_c$  representa a medida de desequilíbrio, e pode ser interpretada como a rendibilidade adicional (positiva ou negativa) obtida por uma carteira (ou título) além da prevista pelo CAPM. Neste sentido, valores de  $\alpha_c$  positivos (negativos) serão reveladores de um bom desempenho (mau desempenho) por parte dos gestores.

Desta forma, como na prática se utilizam as médias das rendibilidades como estimativas das mesmas para o período da amostra, pode apresentar-se esta medida numa expressão alternativa, como se segue:

$$\hat{\alpha}_c = \bar{R}_c - \bar{R}_c^e \quad (2.10)$$

onde,

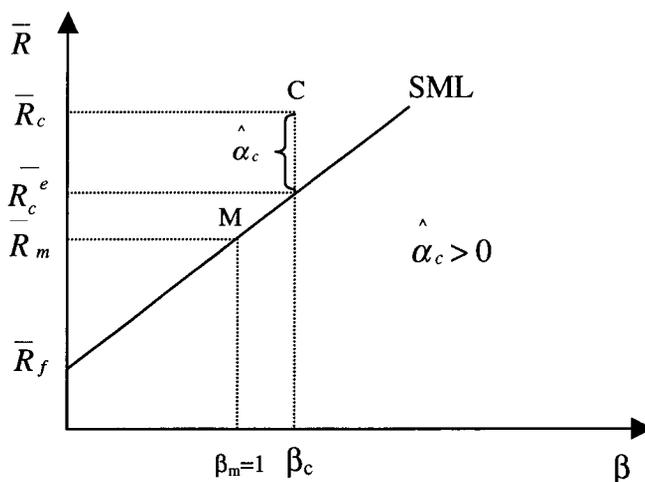
$\hat{\alpha}_c$  = Medida de Jensen;

$\bar{R}_c$  = Rendibilidade média da carteira  $c$ ;

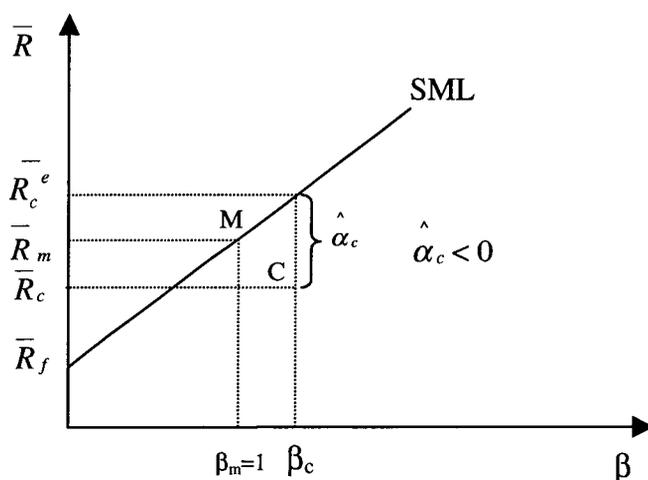
$\bar{R}_c^e$  = Rendibilidade média (em equilíbrio) da carteira  $c$ .

Nas figuras 2.12 e 2.13 pode ver-se a representação gráfica desta medida, correspondendo esta à distância vertical entre a SML e a rendibilidade média da carteira.

**Figura 2.12. Medida de Jensen - Desempenho superior**



**Figura 2.13. Medida de Jensen - Desempenho inferior**



Deste modo, sendo o valor de  $\hat{\alpha}_c$  significativamente diferente de zero, pode dizer-se que, se este foi positivo, a carteira obteve rendibilidades superiores às indicadas para o seu nível de risco. Se, pelo contrário, este foi negativo, então, o desempenho foi inferior relativamente à carteira de mercado. No caso da medida de Jensen não ter sido significativamente diferente de zero, então, não se obtiveram rendibilidades em excesso, pelo que, de acordo com o CAPM, a carteira encontrava-se em equilíbrio.

### 2.3.2. Comparação das medidas tradicionais

Pela análise das medidas anteriormente apresentadas identificam-se, entre elas, várias semelhanças, assim como aspectos que as distinguem.

A característica que mais aproxima as três medidas é o facto de todas agregarem rendibilidade e risco, de forma a avaliarem o desempenho global das carteiras. Contudo, outros aspectos as tornam semelhantes:

- Permitem avaliar o desempenho das carteiras relativamente ao mercado;
- Pode ser demonstrado matematicamente que as três medidas são quase transformações lineares umas das outras, como o fazem Bower e Wipperfurth (1969), Friend e Blume (1970) e Jacquillat e Solnik (1990);
- Não são suficientemente sensíveis para medir pequenas diferenças de desempenho, como referem Moses e Cheney (1989);
- Vários estudos revelam uma forte relação entre as medidas, sendo os coeficientes de correlação entre elas muito elevados. Num desses estudos, Shawky (1982) conclui que “... *the correlation between the  $\alpha_j$  (the Jensen) and the Sharpe and Treynor measures are .93 and .92, respectively. The correlation coefficient between the Sharpe and Treynor measures is .967. All coefficients are significant at 1% level*” (Shawky, 1982, pp. 30).

Quando se abordam as diferenças entre estas técnicas, a medida de risco utilizada constitui um factor de diferenciação importante. Assim, enquanto Treynor (1965) e Jensen (1968) utilizam o beta como medida do risco (risco sistemático) e a SML como padrão de referência, Sharpe (1966) usa o desvio padrão como medida do risco (risco total) da carteira e a CML como *benchmark*.

Neste sentido, e analisando as medidas de Treynor e Sharpe, verifica-se que quando uma determinada carteira apenas possui risco sistemático, tanto uma como outra técnica conduzem ao mesmo resultado. No entanto, se a carteira, além do risco sistemático, também incorpora risco específico, então, pelo facto da primeira medida apenas considerar o risco sistemático e a segunda o risco total, o índice de Treynor conduzirá a desempenhos superiores relativamente ao de Sharpe.

Neste contexto, a escolha de um ou outro método depende do grau de diversificação da carteira do investidor. Se a carteira a avaliar está devidamente diversificada, a escolha da medida de Treynor será a mais adequada. Contudo, se a carteira está pouco diversificada, incorrendo assim em risco específico, então, será preferível utilizar a medida de Sharpe, uma vez que esta considera o risco total.

Por outro lado, as medidas de Treynor e Sharpe fornecem ordenações de desempenho relativas, ou seja, quanto maiores os rácios melhor o desempenho e vice versa. Ao invés destas últimas, que são medidas relativas do desempenho, a medida de Jensen, ao avaliar as distâncias verticais que separam as carteiras da SML, fornece uma medida absoluta do desempenho. Efectivamente, este é um dos propósitos de Jensen ao propor este método, dizendo que “... *what we really need is an absolute measure of performance*” (Jensen, 1968, pp. 390).

Note-se ainda que a medida de Jensen ao permitir testes de significância apresenta uma importante vantagem relativamente às sugeridas por Treynor e por Sharpe.

### **2.3.3. Problemas de avaliação do desempenho com as medidas tradicionais**

Os métodos de avaliação de desempenho anteriormente apresentados têm sido objecto de várias críticas, tanto por gestores de carteiras como por académicos. Os primeiros não concordam com as conclusões obtidas pelos estudos que têm sido feitos<sup>24</sup> e que, de forma

---

<sup>24</sup> V. g., Jensen (1968).

geral, mostram a incapacidade dos fundos de investimento em obterem desempenhos superiores ao mercado, levando assim a uma falta de confiança dos clientes deste tipo de produtos financeiros. No entanto, Ferguson (1980) e Good (1983) sugerem que os resultados observados ficam a dever-se a outro tipo de problemas, nomeadamente no que diz respeito à utilização do *benchmark* adequado, e não à falta de capacidade dos gestores para superarem o mercado. Os académicos, além de colocarem em causa o uso da carteira padrão, abordam, entre outras, a questão da estacionaridade da medida de risco ao longo do tempo.

Neste contexto, apresentam-se de seguida os principais problemas atribuídos às medidas tradicionais.

Com excepção da medida de Sharpe, as outras técnicas, como já se referiu, são baseadas no CAPM, o que levanta problemas se não for este o modelo de equilíbrio apropriado. Este modelo utiliza a carteira de mercado<sup>25</sup> como *benchmark*, contudo, dado que não existe nenhuma medida quantificável desta, tende geralmente a usar-se um índice de mercado (*proxy*) como uma aproximação da mesma, no pressuposto que este constitui um bom substituto daquela.

Porém, Roll (1977, 1978, 1979) assume-se como um dos maiores críticos ao uso de *proxies* como substitutos da carteira de mercado e consequentemente contra as medidas de avaliação que se baseiam no CAPM. Este autor refere, a propósito da avaliação do desempenho com recurso a este critério, que o mesmo “*it is not robust, is likely to yield different judgements when employed by different judges, ...*” (Roll, 1978, pp. 1052), pelo que a ambiguidade da utilização da SML pode resultar da existência de vários betas para cada carteira ou título, em função dos diferentes índices considerados. Refere ainda que “*to consider the beta as an attribute of the individual asset alone is a significant mistake*” (Idem, pp. 1056), e é ainda mais incisivo ao dizer que a escolha adequada do índice “*... can produce any desired measured “performance”, (positive or negative), ...*” (Idem, pp. 1056). Roll argumenta que se a *proxy* é eficiente em termos de média-variância, então, todas as carteiras se situam na SML, pelo que não é possível saber qual teve melhor desempenho. Por outro lado, se a *proxy* é

---

<sup>25</sup> A carteira de mercado é constituída por todos os activos com risco da economia, em proporções que correspondem ao seu valor relativo de mercado.

ineficiente, então, a avaliação das carteiras não tem qualquer significado, uma vez que com índices diferentes se obtêm desempenhos também diferentes.

Lee e Jen (1978) reforçam a posição de Roll e referem que a utilização de índices poderá afectar os resultados do CAPM e consequentemente os resultados da avaliação dos desempenhos.

Contudo, outros autores contestam as críticas de Roll. Mayers e Rice (1979) consideram-nas exageradas e, apesar de reconhecerem alguns problemas da SML, consideram-na útil para a comparação do desempenho, sugerindo a sua utilização num contexto de assimetria de informação. Assim, definem “... *an individual as superior with respect to the information he holds*”, pelo que, esse indivíduo “... *with better information than the market ... he will, on average, plot above the ex post Security Market Line (SML)*” (Mayers e Rice, 1979, pp. 5 e 8). Opondo-se ainda a Roll, Peterson e Rice (1980), através da utilização de várias *proxies*, concluem que as medidas tradicionais conduzem a classificações idênticas das carteiras.

Posteriormente, Roll (1980, 1981) refere que os erros decorrentes da carteira de referência (*benchmark errors*) podem dever-se a uma deficiente avaliação da taxa isenta de risco, da rendibilidade esperada do mercado e do risco sistemático, estando presentes sempre que “... *the index is not an “optimized” portfolio*”<sup>26</sup> (Roll, 1980, pp. 6), levando a erros de medição da rendibilidade do mercado e, consequentemente, influenciando a correcta avaliação da carteira. Este autor, no entanto, argumenta que a utilização de diferentes índices não afecta significativamente a ordenação das carteiras, desde que estes estejam bem correlacionados, continuando, contudo, ainda a verificarem-se os *benchmark errors*<sup>27</sup>.

Dybvig e Ross (1985a, 1985b), tal como Mayers e Rice (1979), recorrem ao conceito de assimetria de informação para desenvolverem os seus estudos, chegando, no entanto, a resultados diferentes destes e consistentes com as críticas de Roll. Assim, ao analisarem os desvios da SML, causados pela escolha de um padrão de referência ineficiente e pela informação superior possuída pelos gestores de carteiras, verificam que a carteira pode situar-

---

<sup>26</sup> Quando o índice de mercado não se encontra na fronteira eficiente, ou seja, é ineficiente em termos de média-variância.

<sup>27</sup> Ver Roll (1980, pp.10).

-se abaixo, acima ou sobre a SML, mostrando assim “... *the fragile nature of SML analysis for the evaluation of performance*” (Dybvig e Ross, 1985a, pp. 397).

Houve ainda outros autores que colocaram em causa a escolha da carteira padrão no âmbito do CAPM. Ferguson (1980, 1986) refere que, sendo a escolha do padrão de comparação arbitrária, a avaliação do desempenho será igualmente arbitrária. Neste sentido, Brown e Brown (1987) acrescentam que a verdadeira avaliação do desempenho só poderá ser assegurada se houver uma definição das componentes relevantes da carteira padrão, a partir da carteira que se pretende avaliar. Assim, Grinblatt e Titman (1989a), tendo em conta a informação relativa à composição dos fundos, sugerem a utilização de um *benchmark* eficiente, que deve ser constituído apenas pelos títulos que “normalmente” fazem parte da carteira a ser avaliada.

Porém, para evitar o problema da escolha de um índice como padrão de comparação, Grinblatt e Titman (1993) desenvolvem uma nova estrutura teórica, designada por *Portfolio Change Measure*, que utiliza como *proxy* da carteira avaliada, a carteira formada no período anterior. Com esta nova medida avaliam o desempenho de 155 fundos de investimento, no período compreendido entre 1976 e 1985, e verificam que a maior parte obtém um bom desempenho.

Em face do exposto, facilmente se conclui que o problema da escolha do *benchmark* adequado, é, provavelmente, uma das questões mais relevantes na avaliação do desempenho de carteiras de investimento!

A sensibilidade dos resultados da avaliação do desempenho de carteiras de investimento às variações do horizonte temporal<sup>28</sup> tem também recebido atenção na comunidade académica. Levy (1972) foi dos primeiros a abordar esta questão, demonstrando que a escolha inadequada deste horizonte provocará enviesamentos nas medidas tradicionais.

---

<sup>28</sup> Considera-se horizonte temporal o período que decorre entre duas observações, horizonte este utilizado para o cálculo de rendibilidades.

Posteriormente, Levhari e Levy (1977) voltam a analisar esta questão e concluem que o aumento do horizonte temporal pode provocar uma diminuição da medida de risco sistemático (beta) dos títulos defensivos<sup>29</sup>, tendo o efeito contrário no caso de títulos agressivos, e conseqüentemente influenciando os resultados da avaliação do desempenho das medidas que usam este indicador. Estes desenvolvimentos são, de alguma forma, consistentes com os trabalhos de Fielitz e Greene (1980), que mostram que o valor das medidas tradicionais é condicionado pelo horizonte de tempo considerado, apesar da ordenação das carteiras se manter com alguma consistência.

Levy (1981, 1984) chega a conclusões similares às de Levhari e Levy (1977), e verifica ainda que os índices de Treynor e de Jensen aumentam com o intervalo de tempo, embora não seja na mesma proporção para todas as carteiras, o que pode conduzir a alterações na classificação das mesmas. Defende ainda que, teoricamente, as medidas tradicionais sejam apenas usadas quando o horizonte temporal do investimento assumido coincide com o do investidor/aforrador (o que se torna difícil de implementar na prática!).

As medidas tradicionais ao serem ajustadas ao risco não devem, pelo menos teoricamente, apresentar qualquer relação com a medida de risco usada (beta ou desvio padrão). Contudo, alguns estudos têm levantado problemas a este nível.

Friend e Blume (1970), na sua investigação sobre 200 carteiras aleatórias, durante o período de 1960 a 1968, concluem que “... *risk-adjusted performance is dependent upon risk: the relationship is inverse and highly significant ...*” (Friend e Blume, 1970, pp. 565). Estes autores atribuem esta relação negativa à hipótese simplificadora do CAPM que considera iguais as taxas de juro activas e passivas.

Mais tarde, Klemkosky (1973) também observa uma relação entre as medidas de desempenho e as medidas de risco, embora não no mesmo sentido dos autores anteriores. No seu estudo, sobre 40 fundos de investimento, para o período de 1966 a 1971, verifica que “... *that normal bias may not be an inverse relationship between the composite performance measures and the*

---

<sup>29</sup> A designação de títulos defensivos é atribuída a títulos que têm um beta inferior a um, ao passo que os títulos com um beta superior a um são designados de agressivos.

*risk measures but a positive relationship*” (Klemkosky, 1973, pp. 509). Ang e Chua (1979), no seu trabalho empírico, chegam também a resultados que indicam uma relação positiva entre as medidas de avaliação do desempenho e o risco.

Posteriormente, Wilson e Jones (1981) atribuem os resultados contraditórios entre Friend e Blume (1970) e Klemkosky (1973) aos diferentes períodos de estudo considerados. Para estes autores, a possibilidade de estimar a rendibilidade do mercado, assim como a SML para os índices de Treynor e de Jensen e a CML para o índice de Sharpe, permitirá identificar o tipo de relação existente entre estes e as respectivas medidas de risco. De acordo com os resultados empíricos, verificaram-se relações negativas para as medidas de Treynor e Sharpe, enquanto a medida de Jensen apresentava uma relação positiva com o risco.

Devido aos diferentes resultados obtidos até então, Chen e Lee (1981, 1986) orientam as suas investigações para a procura causal da correlação entre as medidas tradicionais de avaliação do desempenho e o risco. Assim, no seu primeiro trabalho, procuram identificar os determinantes da relação entre a medida de Sharpe e a respectiva medida de risco (desvio padrão). No segundo, estendem a análise para as medidas de Treynor e Jensen e a medida de risco associada (beta). Concluem, no essencial, que a dimensão da amostra, o horizonte temporal e as condições do mercado no período seleccionado afectam a relação descrita. Pelo que sugerem, para os estudos empíricos, o uso de uma amostra de grande dimensão, assim como um horizonte temporal apropriado, ou seja, que este coincida, sempre que possível, com o verdadeiro horizonte temporal de investimento.

Uma das maiores críticas/problemas atribuída às medidas tradicionais diz respeito ao pressuposto da estabilidade da medida de risco.

Jensen (1968) reconhece que a sua medida implica que o risco sistemático se mantenha constante ao longo do tempo, contudo, refere que “... *this need not be strictly true* ...” (Jensen, 1968, pp. 394), e mostra as implicações deste facto no enviesamento do  $\alpha_c$ <sup>30</sup>. Mais tarde,

---

<sup>30</sup> Jensen (1968) considera que as capacidades de previsão dos movimentos do mercado provocarão um enviesamento positivo nos valores de  $\alpha_c$ . No entanto, mais tarde, Grant (1977), Admati e Ross (1985) e Dybvig e Ross (1985a), entre outros, demonstram que este parâmetro será enviesado negativamente quando o gestor possui capacidades de previsão das condições de mercado.

Jensen (1969) estuda o comportamento do coeficiente beta em 56 fundos de investimento e conclui que o risco dos mesmos, durante o período de 1945 a 1964, evidencia tendências de estabilidade.

Posteriormente, Blume (1971) também aborda esta questão. Na investigação efectuada sobre carteiras não geridas, verifica que o parâmetro beta tem tendência em aproximar-se da média ao longo do tempo, mostrando assim sinais de estabilidade, sendo esta mais acentuada em carteiras com um elevado número de títulos. Blume observa ainda que, este parâmetro, mostra maior tendência para se aproximar da média em carteiras de mais baixo risco.

Levy (1971), ao estudar a previsibilidade do coeficiente beta para carteiras não geridas, verifica que, tal como Blume, os betas destas carteiras tendem para valores médios ao longo do tempo. No entanto, contrariamente a Blume, observa uma maior tendência para o beta se aproximar da média em carteiras de mais alto risco, acontecendo o inverso em carteiras de risco mais baixo. Desta forma conclui que, para carteiras bem diversificadas, é possível prever o valor dos coeficientes beta dos períodos seguintes com base nos períodos anteriores. Também outros autores, nomeadamente Pogue e Conway (1972)<sup>31</sup>, voltam a encontrar evidência de que os betas históricos contêm alguma informação sobre os valores dos betas futuros. No entanto, o grau de previsibilidade pareceu depender de erros de medida, que foram reduzidos quando o horizonte temporal passou de mensal para diário.

Mais tarde, Blume (1975) continua o estudo de 1971, agora para identificar as causas que conduzem os betas a convergirem para a média ao longo do tempo. Conclui que parte desta tendência se deve à não estabilidade dos betas nos títulos individuais, ou seja, as empresas de riscos extremos tendem a reduzir esses mesmos riscos ao longo do tempo.

Apesar das investigações anteriores parecerem revelar uma tendência para a estabilidade da medida de risco sistemático, outros houve que não chegaram aos mesmos resultados.

Klemkosky e Maness (1978) estudam a estacionaridade e, logo, a previsibilidade dos níveis de risco sistemático de 118 fundos de investimento, para o período de 1968 a 1975. Segundo

---

<sup>31</sup> Referenciado em Klemkosky e Maness (1978).

os autores, os níveis de risco sistemático não foram constantes ao longo do período, pelo que concluem que o mesmo não podia ser previsto com base nos níveis anteriores, pelo menos com um elevado grau de certeza. Referem ainda que “*the stationarity and predictability of mutual fund risk levels did not approach those of unmanaged common stock portfolios, indicating that fund managers were making conscious efforts to change systematic risk levels*”<sup>32</sup> (Klemkosky e Maness, 1978, pp. 639).

Fabozzi e Francis (1978) e Francis e Fabozzi (1980), como os autores anteriores, questionam a estabilidade do beta. Referem que a utilização do coeficiente de correlação para identificar a relação entre o beta de dois períodos consecutivos pode ser feita para “... *predicting a future beta, but not for determining the stationarity for beta over time*” (Francis e Fabozzi, 1980, pp. 265). No segundo trabalho, os resultados da sua investigação, sobre 85 fundos, sugerem que alguns destes “... *do exhibit a beta which is best described as a random coefficient*” (Idem, pp. 272) e que os resultados das carteiras criadas aleatoriamente não diferem significativamente das carteiras geridas. A instabilidade do beta tem, como referem Fabozzi e Francis (1978), importantes implicações tanto na validade das pesquisas passadas como na investigação futura.

A acrescentar aos problemas anteriores, refira-se ainda que as medidas tradicionais apenas permitem avaliações globais, pelo que não indicam como determinado desempenho foi conseguido<sup>33</sup>.

Face às vastas críticas de que as medidas tradicionais têm sido alvo, houve autores que propuseram o uso de outras estruturas teóricas como base para a avaliação do desempenho. Como afirmam Dybvig e Ross, “*the mounting evidence against the validity of SML analysis prompts a call for a new performance measurement technique, perhaps based on the Arbitrage Pricing Theory or some other model*” (Dybvig e Ross, 1985a, pp. 397).

Na secção seguinte procurar-se-á apresentar um modelo alternativo de avaliação de activos, que surgiu na tentativa de ultrapassar alguns problemas discutidos anteriormente.

---

<sup>32</sup> Ver-se-á mais à frente as implicações deste facto para a avaliação do desempenho.

<sup>33</sup> O estudo da forma como foi atingido determinado desempenho é desenvolvido na secção 2.5 deste trabalho.

## 2.4. Teoria de Equilíbrio por Arbitragem

### 2.4.1. Breve caracterização da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem

Como se viu anteriormente, o CAPM sustenta que, sendo as carteiras bem diversificadas, existe apenas um único tipo de risco (risco de mercado) a afectar a rendibilidade esperada dos títulos (carteiras). No entanto, principalmente a partir da década de setenta, e num contexto em que a validade do CAPM é posta em causa, alguns autores argumentam que existe mais do que uma fonte de risco a influenciar a rendibilidade dos títulos. Este facto, juntamente com os problemas atribuídos ao CAPM, levam os investigadores a procurar outras teorias de avaliação dos activos financeiros.

Neste contexto, Ross (1976, 1977) propõe uma nova abordagem de equilíbrio que designa por Teoria de Equilíbrio por Arbitragem ou *Arbitrage Pricing Theory*. A APT assenta num modelo de factores e considera que a rendibilidade de cada activo financeiro é influenciada por um número limitado de factores comuns ao conjunto dos títulos, pelo que pode ser sumariada da seguinte forma:

$$E(R_c) = R_f + \sum_{j=1}^k \beta_{c,j} \lambda_j \quad (2.11)$$

onde,

$E(R_c)$  = Rendibilidade esperada do título (ou carteira)  $c$ ;

$R_f$  = Taxa isenta de risco;

$\beta_{c,j}$  = Medida de risco sistemático relativamente a cada factor comum, a qual mede a sensibilidade da rendibilidade do título (ou carteira)  $c$  a variações no factor  $j$ ;

$\lambda_j$  = Prémio de risco relativo ao factor  $j$ , ou seja, a diferença entre a rendibilidade esperada do factor  $j$  e a taxa isenta de risco.

Tal como para o CAPM, a equação anterior apenas considera os riscos sistemáticos, que não podem ser diversificados, não acontecendo o mesmo com os riscos específicos, que podem ser eliminados através de uma adequada diversificação da carteira.

### 2.4.2. A avaliação do desempenho com base na Teoria de Equilíbrio por Arbitragem

As medidas de avaliação do desempenho baseadas na APT decorrem da generalização da medida de Jensen no contexto da APT, da seguinte forma:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \sum_{j=1}^k \beta_{c,j} \lambda_j + \varepsilon_{c,t} \quad (2.12)$$

onde,

$R_{c,t}$  = Rendibilidade do título (ou carteira)  $c$  no período  $t$ ;

$R_{f,t}$  = Taxa isenta de risco no período  $t$ ;

$\beta_{c,j}$  = Medida de risco sistemático relativamente ao factor  $j$ ;

$\lambda_j$  = Prémio de risco do factor  $j$ ;

$\varepsilon_{c,t}$  = Variável residual, para a qual se assume as seguintes propriedades:  $E(\varepsilon_{c,t})=0$ ;

$Var(\varepsilon_{c,t})=\sigma^2$ ;  $Cov(\varepsilon_{c,t}, F_{j,t})=0$ , sendo  $F_{j,t}$  a rendibilidade do factor  $j$  no período  $t$ ;

$\alpha_c$  = Medida de desempenho da carteira.

Assim, para a avaliação do desempenho de uma carteira, e de forma análoga à de Jensen, valores positivos (negativos) e significativos de  $\alpha_c$  indicam que a carteira obteve rendibilidades superiores (inferior) às indicadas por esta teoria. Um valor de  $\alpha_c$  não significativamente diferente de zero revela que a carteira se encontrava em equilíbrio.

As questões levantadas em relação aos *benchmarks* ineficientes e o desenvolvimento da APT levam muitos investigadores a avaliarem o desempenho de carteiras de investimento num contexto multifactor. Os trabalhos de Connor e Korajczyk (1986) e Lehmann e Modest (1987)

são exemplo de alguns estudos neste domínio que, em geral, chamam a atenção para a necessidade de identificar correctamente o conjunto de factores que afectam as rendibilidades dos títulos.

### **2.4.3. Vantagens e limitações da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem**

Após o trabalho pioneiro de Ross, a APT passa a ser considerada por muitos autores como preferível, ou pelo menos, mais atractiva do que o CAPM.

A preferência pela utilização da APT em detrimento do CAPM tem ficado a dever-se às vantagens que apresenta:

- Não exige a identificação da carteira de mercado eficiente, desta forma ultrapassando um dos principais problemas do CAPM;
- Não assume os pressupostos restritivos do CAPM, nomeadamente em relação à distribuição da rendibilidade dos títulos e às preferências dos investidores;
- Admite várias fontes de risco e não apenas o risco de mercado, como o faz o CAPM;
- Com uma escolha correcta dos factores, a equação 2.11 é consistente, em princípio, com outros modelos de avaliação de activos financeiros, incluindo o CAPM [Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966)];
- Pode ser utilizada para um subsegmento do mercado total, sem perder a sua validade.

As características de generalidade e flexibilidade tornam esta teoria mais atractiva, essencialmente, por permitir descrever o equilíbrio num modelo multifactorial. No entanto, críticas importantes têm-lhe sido dirigidas aquando da sua aplicação empírica. Estas críticas têm fundamentalmente a ver com o facto de que a teoria não especifica nem identifica o

número de factores que afectam a rendibilidade dos títulos, para além de haver, pelo menos, três definições de factores que podem ser utilizadas na aplicação da APT (Cortez, 1993). A primeira, associa um factor a um estado da natureza, utilizada v. g. por Copeland e Weston (1989). A segunda, define um factor como o valor de uma variável económica específica, seleccionada com base no conhecimento do investigador acerca das variáveis económicas que poderão influenciar as rendibilidades dos títulos (ou carteiras). A terceira, em que os factores são definidos como construções estatísticas, determinadas por ferramentas empíricas de análise de factores. Uma vez que esta análise não identifica as variáveis como económicas, torna-se difícil a sua interpretação no processo de formação de preços dos títulos (ou carteiras).

Para além disso, subsistem alguns problemas inerentes à própria análise factorial: *“first, there is no meaning to the signs of the factors produced by factor analysis, so the signs on the  $b_{ij}$ 's<sup>34</sup> and on the  $\lambda_j$ 's could be reversed. Second, the scaling of the  $b_{ij}$ 's and the  $\lambda_j$ 's is arbitrary. For example, all  $b_{ij}$ 's could be doubled and the resultant  $\lambda_j$ 's halved. Third, there is no guarantee that factors are produced in a particular order, so when analysis is performed on separate samples the first factor from one sample may be the third from another sample”* (Elton e Gruber, 1995, pp. 376 e 377).

Os estudos de Morris e Pope (1981) e Chang e Lewellen (1985) mostram uma dificuldade evidente em isolar os factores que influenciam a rendibilidade dos títulos, facto que ficaria a dever-se, por um lado, à arbitrariedade na sua identificação e, por outro, à não estabilidade dos mesmos ao longo do tempo. Dhrymes, Friend e Gultekin (1984) também focam problemas na aplicação prática da APT, nomeadamente no que diz respeito ao tipo e ao número de factores a considerar, tendo verificado que este número aumentava com a dimensão da amostra.

A existência de várias formas de fazer a análise de factores, levou a que diferentes autores tenham adoptado diferentes estratégias na definição dos mesmos, como é o caso, pela sua importância, das metodologias de Connor e Korajczyk (1986) e Lehmann e Modest (1987).

---

<sup>34</sup>  $\beta_{e,j}$  no caso da equação 2.11.

Por seu turno, DeBondt, Thaler e Bernstein (1985), Chen, Roll e Ross (1986), Jagadeesh e Titman (1993), entre outros, baseiam-se em múltiplas variáveis económicas (como sejam, v.g., a taxa de rendibilidade a curto e longo prazo, a taxa de crescimento da produção industrial, a inflação, a dimensão medida pela capitalização bolsista e a taxa de crescimento das vendas) para explicarem a rendibilidade dos activos financeiros. Fama e French (1993) propõem um modelo em que consideram que a rendibilidade esperada dos títulos (carteiras) deduzida da taxa isenta de risco é explicada por três factores/variáveis: excesso de rendibilidade do mercado relativamente à do activo sem risco; diferença de rendibilidades de uma carteira constituída por acções de pequenas e grandes empresas; e, diferença de rendibilidades de uma carteira constituída por acções com alto e baixo valor do *book-to-market equity*<sup>35</sup>. Para Fama e French, os resultados obtidos com este modelo são bastante satisfatórios e captam melhor que o CAPM a variação da rendibilidade média dos títulos. Contudo, e partilhando da opinião de Chen, Roll e Ross (1986), os autores anteriores não podem afirmar que encontraram as variáveis económicas exactas que determinam os preços dos títulos (ou carteiras)!

De referir ainda que Dybvig (1983), Grinblatt e Titman (1983, 1985) e Ingersoll (1984) verificam que a APT se mantém válida para economias finitas, apesar de isto não acontecer necessariamente para todos os títulos, podendo, neste contexto, provocar pequenos erros de avaliação de preço para muitos títulos e grandes erros para poucos títulos.

Em conclusão, e apesar das vantagens da APT, as limitações apresentadas parecem torná-la demasiado subjectiva na sua aplicação empírica e, eventualmente, pouco fiável para a avaliação do desempenho de fundos de investimento.

---

<sup>35</sup> Relação entre o valor contabilístico e o valor de mercado dos capitais próprios.

## 2.5. Decomposição do desempenho global em selectividade e *market timing*

### 2.5.1. Comportamento intertemporal do risco sistemático

Referiu-se aquando da análise das medidas tradicionais que estas apenas avaliam o desempenho global, pelo que, ao assumirem como estável o nível de risco ao longo do tempo, consideram que o desempenho dos gestores advém unicamente da capacidade dos mesmos seleccionarem títulos sub ou sobreavaliados, ou seja, da capacidade de selectividade.

No entanto, não será difícil aceitar a ideia de que um melhor ou pior desempenho pode ficar a dever-se, não só à capacidade referida, mas também ao facto do gestor conseguir prever os movimentos do mercado em geral (capacidade de *timing*). Assim sendo, o nível de risco da carteira será ajustado<sup>36</sup> em função das condições de mercado futuras, sendo de esperar que o mesmo se apresente como uma variável de decisão e sujeita a variação ao longo do tempo.

A questão da estabilidade do risco sistemático tem sido estudada empiricamente por vários autores, visto ser um assunto particularmente relevante quando se pretende avaliar os gestores através de selectividade e *timing*.

No final da secção 2.3.3.<sup>37</sup>, foram já abordados alguns estudos nesta área, entre os quais, os de Jensen (1969), Blume (1971) e Levy (1971). Estes autores, através de estimativas de correlação em diferentes períodos, verificam que o risco sistemático apresenta tendências de estabilidade ao longo dos períodos analisados. Viu-se também que outros investigadores [v. g., Fabozzi e Francis (1978) e Francis e Fabozzi (1980)<sup>38</sup>] chegam a resultados diferentes, ou seja, os seus estudos evidenciam instabilidade do parâmetro beta.

---

<sup>36</sup> Através da alteração da proporção dos títulos defensivos *versus* títulos agressivos e/ou alterando a proporção investida no activo isento de risco.

<sup>37</sup> Quando se considerou a estabilidade do risco, ou melhor, a falta dela como uma das limitações das medidas tradicionais.

<sup>38</sup> Em ambos os trabalhos, através da utilização do modelo de coeficientes aleatórios, também chamado *Random Coefficients Model* (RCM).

Klemkosky e Maness (1978), Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980) também analisam o comportamento intertemporal dos betas, utilizando para o efeito testes de variáveis *dummy*. Contudo, os resultados são distintos. O primeiro estudo mostra sinais de não estabilidade do risco sistemático, enquanto os restantes revelam que os gestores mantêm o mesmo nível de risco da carteira, tanto para uma situação de mercado em alta como para uma de mercado em baixa.

Em alternativa, outras técnicas foram utilizadas com o objectivo de estudar o comportamento do beta. Assim, Kon e Jen (1978)<sup>39</sup> ao usarem o modelo de *Switching Regression* de Quandt (1972)<sup>40</sup> para uma amostra de 49 fundos, durante o período de 1960 a 1971, encontram “... *substantial risk level nonstationarity in mutual fund portfolios ...*” (Kon e Jen, 1978, pp. 471). Miller e Gressis (1980), através da utilização da técnica de *Partition Regression* e a regra de *Partition Selection*, concluem que os gestores alteram a composição das carteiras, sugerindo que o beta é utilizado como uma variável de decisão para obter rendibilidades adicionais. Também, Sunder (1980) e, posteriormente, Bos e Newbold (1984), ao aplicarem diferentes modelos<sup>41</sup> para o comportamento do risco sistemático, encontram forte evidência de não estabilidade do beta das carteiras.

Outros autores [v. g., Fabozzi e Francis (1979), Chen e Stockum (1986) e Chen, Lee, Rahman e Chan (1990)] defendem ainda de forma mais veemente a instabilidade do risco sistemático. Os primeiros referem que “... *there are ... reasons to suspect that the fund’s beta may change even if the fund manager does not plan to change the portfolio risk*” (Fabozzi e Francis, 1979, pp.1246)<sup>42</sup>. Segundo os mesmos, a estabilidade apenas se verificará caso os gestores alterem a composição da carteira, de forma a manterem o mesmo nível de risco ao longo do período de investimento.

---

<sup>39</sup> Estes autores criticam a utilização de técnicas que usam o método dos mínimos quadrados, uma vez que este considera o risco sistemático estável ao longo do tempo.

<sup>40</sup> Referenciado em Kon e Jen (1978).

<sup>41</sup> O *First-Order Autoregressive Model*, o *Random Walk Model* e um *Standard Fixed Parameter Market Model*.

<sup>42</sup> Existem, segundo estes autores, duas razões para que tal aconteça. Por um lado, os betas dos títulos individuais podem ser instáveis e, por outro, mudanças do valor de mercado dos títulos provocarão alteração do peso dos mesmos na carteira, levando a variações do risco sistemático.

Pelos estudos apresentados, parece haver suficiente evidência sustentando a ideia de que o risco sistemático das carteiras varia ao longo do tempo, o que é consistente com a existência de estratégias de *timing* por parte dos gestores.

Como já foi referido na secção 2.3.3., a medida de Jensen será enviesada quando o gestor envereda por estratégias de *timing* [ver Jensen (1972), Grant (1977) e Dybvig e Ross (1985a)]. Por exemplo, Grant (1977) refere que “... *for portfolios managed with respect to timing the expected value of the least-squares estimate of  $\beta$  is an upward, not, as Jensen suggested, downward biased estimate of the expected value of periodic systematic risk ...*” (Grant, 1977, pp. 837), pelo que o  $\alpha_c$  será enviesado negativamente e não positivamente, como Jensen (1968) afirma. Admati e Ross (1985) e Dybvig e Ross (1985a) também partilham da mesma opinião de Grant.

A instabilidade do risco sistemático, como referem Kon e Jen (1978), tem importantes implicações para a investigação futura. Aliás, a discussão deste assunto tem permitido o desenvolvimento de novas estruturas teóricas que avaliam o desempenho de carteiras de investimento, estruturas estas que pretendem decompor o desempenho global nas suas componentes de selectividade e *timing*. De seguida, irão apresentar-se os principais desenvolvimentos neste domínio.

### **2.5.2. Desenvolvimento da avaliação do desempenho através de selectividade e *market timing***

A constatação de que existem sinais evidentes de instabilidade do risco sistemático, e sendo que grande parte dessa instabilidade se ficaria a dever à intenção deliberada dos gestores para que tal acontecesse, levou a que os investigadores se preocupassem também com a medição desse esforço<sup>43</sup>. Neste contexto, a contribuição das capacidades de selectividade e *timing* para o desempenho global passou a ser um tópico dominante na literatura.

---

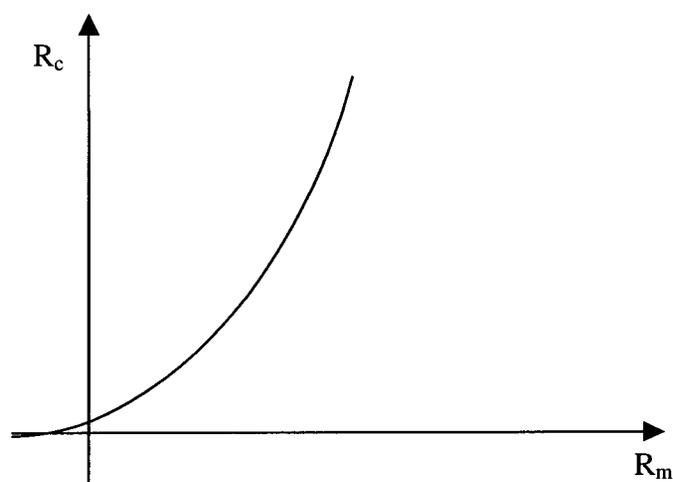
<sup>43</sup> Note-se, como se referiu anteriormente, que o risco sistemático pode variar mesmo não havendo alteração da composição da carteira por parte do gestor.

Treynor e Mazuy (1966) são dos primeiros a testar as capacidades de *timing* dos gestores. Para tal, adicionam um termo quadrático à equação 2.9, transformando-a em:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{2c}(R_{m,t} - R_{f,t})^2 + \varepsilon_{c,t} \quad (2.13)$$

Desta forma, valores de  $\beta_{2c}$  significativamente diferentes de zero serão reveladores de actividades de *timing* e, na presença destas actividades, a Recta Característica não será mais linear, mas com tendência a ser curvada<sup>44</sup>, como se apresenta na figura seguinte:

**Figura 2.14. Recta Característica do fundo c na presença de actividades de *timing***



No seu estudo empírico sobre 57 fundos de investimento, para o período compreendido entre 1953 e 1962, Treynor e Mazuy não encontram evidência de que os gestores tenham capacidades de *timing*<sup>45</sup>. Este facto leva-os a concluir que as respectivas Rectas Características seriam lineares e a afirmar que, neste contexto, “... *an investor in mutual funds is completely dependent on fluctuations in the general market*” (Treynor e Mazuy, 1966, pp. 136). Neste sentido, melhores taxas de rendibilidade obtidas pelos fundos seriam devido à capacidade de selectividade dos gestores e não à de *timing*.

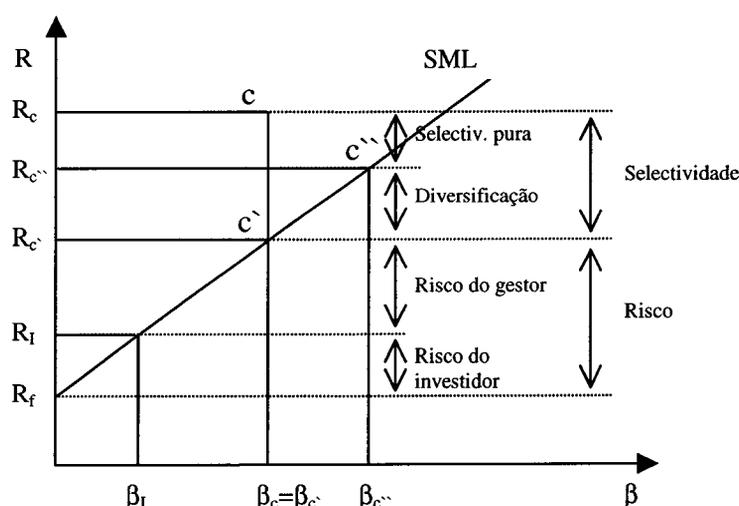
<sup>44</sup> A Recta Característica curva é consistente com a ideia de que se os gestores prevêem uma subida do mercado, irão aumentar o nível de risco sistemático, e caso prevejam uma baixa do mercado, irão agir de modo a diminuir o nível de risco sistemático da carteira.

<sup>45</sup> Apenas um fundo revelou capacidade de *timing* significativa.

Por sua vez, Jensen (1968) mostra que na presença de actividades de *timing* as estimativas de  $\beta_c$  serão negativamente enviesadas e as de  $\alpha_c$  positivamente enviesadas, pelo que um valor de  $\alpha_c$  positivo incluirá as capacidades de selectividade e de *timing*. De forma a separar as duas componentes, Jensen (1972) desenvolve uma estrutura teórica para o efeito<sup>46</sup>. No entanto, refere-se às dificuldades em medir separadamente as contribuições destas componentes para o desempenho global.

Embora os autores anteriores tenham estudado as capacidades de *timing* dos gestores, Fama (1972) é o primeiro a propor formalmente uma metodologia para decompor o desempenho global nas suas componentes de selectividade e *timing*. Para o efeito, sugere subdividir a rendibilidade em excesso de uma carteira ( $R_c - R_f$ ) em duas partes, denominadas risco e selectividade. Na figura 2.15 pode observar-se esta decomposição:

**Figura 2.15. Decomposição da rendibilidade total de uma carteira segundo Fama (1972)**



A rendibilidade devido ao risco é apresentada como a diferença entre a rendibilidade obtida pela carteira com risco sistemático ( $R_{c'}$ ) e a rendibilidade do activo sem risco ( $R_f$ ), ou seja, é a taxa de rendibilidade que se obtém quando se constitui uma carteira devidamente diversificada com títulos seleccionados aleatoriamente. Por sua vez, esta componente pode ser

<sup>46</sup> Para a medição das contribuições de selectividade e *timing*, esta estrutura necessita das previsões de *timing* do gestor, do ajustamento da carteira correspondente às previsões e da rendibilidade esperada do mercado. Assim, Jensen (1972) mostra que as capacidades de *timing* podem ser medidas pela correlação entre as previsões do gestor e as rendibilidades realizadas do mercado.

subdividida na parte correspondente ao risco do investidor e ao risco do gestor. Se o investidor estiver disposto a assumir um risco de  $\beta_I$ , então, a rendibilidade em excesso obtida será  $R_I - R_f$ . No entanto, o gestor pode optar por assumir um risco diferente ( $\beta_c$ ), pelo que a rendibilidade adicional obtida por este risco será  $R_c - R_I$ . Na figura anterior, verifica-se que  $\beta_c$  é superior ao  $\beta_I$ , podendo reflectir uma previsão em alta da evolução do mercado por parte do gestor. Efectivamente, Fama refere mesmo que “*manager`s risk might in part result from a timing decision*” (Fama, 1972, pp. 560).

Por outro lado, se em vez de se seguir uma estratégia de diversificação aleatória forem escolhidos os títulos a incluir na carteira, mantendo o mesmo nível de risco sistemático<sup>47</sup>, será de esperar obter-se uma rendibilidade superior em  $R_c - R_c$ , também chamada taxa de rendibilidade por selectividade. Esta componente da selectividade é decomposta por Fama em duas partes: diversificação e selectividade pura. A carteira  $c$  pelo facto de apostar na selectividade está a incorrer, para além de risco sistemático, também em risco específico. Porém, com o mesmo risco total, é possível escolher outra carteira totalmente diversificada (carteira  $c^*$ ), obtendo-se a rendibilidade  $R_{c^*}$ , pelo que a parcela  $R_{c^*} - R_c$  corresponde à componente diversificação. Observa-se ainda, que o gestor da carteira  $c$  renunciou à diversificação de forma a obter uma rendibilidade superior ( $R_c$ ). Por este facto, obteve uma rendibilidade adicional de  $R_c - R_{c^*}$ , chamada selectividade pura<sup>48</sup>.

Com esta estrutura teórica foi dado um importante passo para o desenvolvimento do estudo da avaliação do desempenho, através das componentes de selectividade e *timing*. Todavia, a análise de Fama apresenta dois problemas. Por um lado, utiliza o CAPM como modelo de base, com as limitações anteriormente apresentadas, por outro, “*the empirical implementation of this measure requires a proxy for the target risk level of the fund, a time series of varying consensus expected returns on the market portfolio and the time series of risk level decisions by the fund`s management. This is particularly difficult when the only direct information available is the realized rates of returns on the mutual fund and the market portfolio*” (Kon, 1983, pp. 324).

<sup>47</sup> Note-se que as carteiras  $c$  e  $c^*$  têm o mesmo nível de risco sistemático.

<sup>48</sup> Note-se que, neste caso a rendibilidade obtida pela componente selectividade pura é positiva. No entanto, caso a rendibilidade obtida com o mesmo risco total, mas com uma carteira totalmente diversificada fosse superior à obtida pela carteira  $c$ , ter-se-ia uma rendibilidade extra por selectividade pura negativa.

Kon e Jen (1979), discordando da aplicação da regressão dos mínimos quadrados para obter estimativas de desempenho, utilizam o modelo de *Switching Regression*<sup>49</sup> para avaliar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores. Contudo, uma vez que um dos seus principais objectivos é detectar evidência de não estabilidade do risco sistemático ao longo do tempo, estes concentram-se essencialmente na identificação de actividades de *timing*, sendo que o seu modelo “... *is only applicable to analysing selectivity performance given the timing decision*” (Kon e Jen, 1979, pp. 277).

Kon (1983) expande o modelo de Kon e Jen (1979)<sup>50</sup> e propõe uma metodologia empírica para medir separadamente a capacidade de *timing*. No seu estudo sobre 37 fundos, durante o período de 1960 a 1976, verifica que estes evidenciam capacidades de selectividade como um todo e capacidades de *timing* significativamente positivas a nível individual. Porém, considerando a totalidade dos fundos, estes não mostram capacidade de prever os movimentos do mercado. Os resultados empíricos revelam ainda um dado curioso: a maior parte dos fundos analisados mostram sinais de especialização em selectividade ou *timing*!

Fabozzi e Francis (1979), para avaliarem a selectividade e *timing* dos gestores, testam a estabilidade do risco sistemático para mercados em baixa e em alta. Para tal, introduzem uma variável binária<sup>51</sup> na equação 2.9 de Jensen, e apresentam-na da seguinte forma:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_{1c} + \alpha_{2c}D_t + \beta_{1c}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{2c}(R_{m,t} - R_{f,t})D_t + \varepsilon_{c,t} \quad (2.14)$$

onde,

$R_{c,t}$ ,  $R_{f,t}$ ,  $R_{m,t}$  e  $\varepsilon_{c,t}$  têm o mesmo significado que anteriormente;

$\alpha_{1c}$  = Medida de selectividade quando o mercado se encontra em baixa;

$\alpha_{2c}$  = Medida de selectividade adicional quando o mercado se encontra em alta;

$\beta_{1c}$  = Medida do risco sistemático com o mercado em baixa;

<sup>49</sup> Este modelo foi proposto por Quandt (1972), referenciado em Kon e Jen (1978).

<sup>50</sup> Introduziu um *additional discriminant procedure*.

<sup>51</sup> Também chamada variável *dummy*.

$\beta_{2c}$  = Medida do risco sistemático adicional com o mercado em alta;

$D_t$  = Variável binária. Assume o valor de um no mercado em alta e o valor de zero, caso contrário.

Uma das variáveis mais importantes da equação anterior é o  $\beta_{2c}$ . Valores significativamente positivos deste parâmetro indicam que o gestor alterou o nível de risco sistemático em resposta a previsões de mercado em alta e, por isso, demonstra capacidades de *timing*. Utilizando rendibilidades mensais de 85 fundos, para o período de 1965 a 1971, estes autores não encontram evidência de capacidades de selectividade e *timing* por parte dos gestores. A não alteração dos betas dos fundos em função das condições de mercado poderão advir, segundo Fabozzi e Francis, do beta aleatório das acções que compõem os fundos, da incapacidade dos gestores para preverem as mudanças das condições de mercado ou do não ajuste propositado dos betas, uma vez que os custos de transacção não justificariam a potencial rendibilidade adicional proporcionada por tais actividades. Alexander e Stover (1980), utilizando a mesma metodologia, chegam a resultados semelhantes. Veit e Cheney (1982), através do cálculo das Rectas Características dos fundos para diferentes condições de mercado, verificam igualmente a inexistência de capacidades de *timing*.

Posteriormente, Chen e Stockum (1986) apontam alguns problemas aos estudos anteriores. Por um lado, criticam Kon e Jen (1978, 1979) e Kon (1983), uma vez que estes atribuem a instabilidade do beta apenas a actividades de *timing*. No entanto, como foi referido anteriormente, a variação deste parâmetro pode ficar a dever-se a outras causas, nomeadamente ao seu comportamento aleatório. Por outro lado, indicam como principais problemas aos trabalhos de Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980) a utilização de diferentes conceitos de mercado em alta e em baixa e a divisão em subamostras, pressupondo que o nível de risco se mantém constante ao longo dos períodos dessas subamostras. De forma a evitarem possíveis erros de avaliação, Chen e Stockum baseiam-se na equação de Treynor e Mazuy (1966) e alteram-na de forma a considerar a possível aleatoriedade do beta. Os resultados empíricos da utilização deste modelo, sobre 43 fundos de investimento, não mostram capacidades de *timing* por parte dos gestores, embora revelem capacidades de selectividade.

Apesar dos estudos anteriores terem investigado as capacidades de selectividade e *timing*, com a excepção de Fama (1972), nenhum desenvolveu um modelo teórico que fornecesse medidas separadas, pelo menos teoricamente, de selectividade e *timing*. No entanto, Merton (1981) e Henriksson e Merton (1981) desenvolvem uma estrutura teórica<sup>52</sup> que mede separadamente a capacidade de previsão dos gestores, em selectividade e *timing*<sup>53</sup>. Merton (1981) mostra que a rendibilidade obtida através de actividades de *timing* tem uma correspondência semelhante às rendibilidades proporcionadas por uma estratégia de investimento em opções<sup>54</sup>. Através desta correspondência, Merton apresenta uma teoria de equilíbrio para medir as capacidades de *timing*, sem necessidade de ter o CAPM como base. Henriksson e Merton (1981) desenvolvem testes para quando as previsões dos gestores são observáveis (testes não paramétricos) e para quando não são (testes paramétricos<sup>55</sup>), de forma a separar e medir as capacidades de selectividade e *timing*.

Mais tarde, Henriksson (1984) aplica o modelo e os procedimentos estatísticos de Henriksson e Merton a uma amostra de 116 fundos, para o período de 1968 a 1980, e conclui que os gestores não demonstram capacidades de *timing*. Chang e Lewellen (1984) aplicam o mesmo modelo a uma amostra de 67 fundos, durante o período de 1971 a 1979, e chegam a resultados empíricos similares<sup>56</sup>. Estes autores afirmam, ainda, que “... *the general conclusion of the prior literature that mutual funds have been unable collectively to outperform a passive investment strategy still seems valid*” (Chang e Lewellen, 1984, pp. 67). Cataquet e Armada (1992) também aplicam este modelo para avaliar o desempenho de fundos de investimento no Reino Unido, tendo chegado a resultados semelhantes.

Os problemas de especificação do modelo de Henriksson e Merton (1981) foram abordados por Jagannathan e Korajczyk (1986). Estes autores demonstram empiricamente a existência de *timing* artificial aquando da aplicação deste modelo, argumentando que a existência de

---

<sup>52</sup> No capítulo 3 será apresentada uma análise mais detalhada deste modelo.

<sup>53</sup> Os autores preferem chamar-lhe micro e macroprevisão, respectivamente.

<sup>54</sup> Mais concretamente através de uma *partial protective put*.

<sup>55</sup> Embora estes testes tenham o CAPM como base, os autores referem que se poderá utilizar outro modelo (v. g., a APT).

<sup>56</sup> Estes fundos mostraram *reverse skill*, ou seja, o risco assumido pelos gestores para o mercado em alta foi inferior ao assumido para o mercado em baixa. Note-se ainda que, estes autores ignoraram a presença de heteroscedasticidade, baseando-se no facto de que a correcção desta nos trabalhos de Henriksson (1984) não tinha influenciado os resultados.

títulos tipo opção<sup>57</sup> no índice de mercado provocará *timing* positivo (negativo) e selectividade negativa (positiva), em carteiras com maior (menor) concentração deste tipo de títulos. Neste contexto, os resultados de Henriksson (1984) e Chang e Lewellen (1984) poderiam, segundo estes autores, ficar a dever-se à existência de menores títulos tipo opção nos fundos estudados do que na *proxy* da carteira de mercado utilizada.

Posteriormente, Fletcher (1995) também utiliza o modelo de Henriksson e Merton (1981) para estudar as duas componentes do desempenho, aplicando-o a uma amostra de fundos do Reino Unido. Em média, os fundos exibiram selectividade positiva e *timing* negativo, ao longo de todas as carteiras *benchmark* utilizadas. Este autor verificou que, a escolha do *benchmark* tornou-se mais importante quando foi considerada a significância estatística dos resultados e o desempenho global dos fundos. Connor e Korajczyk (1991) alargam o modelo anterior a um contexto da APT e voltam a não encontrar capacidades de *timing* por parte dos gestores.

O modelo de Henriksson e Merton (1981) volta a ser aplicado por Kao, Cheng e Chan (1998) a uma amostra de fundos internacionais, tendo os resultados sido consistentes com os estudos anteriores sobre fundos nacionais, ou seja, os gestores mostram sinais de capacidades de selectividade, acontecendo o inverso com as actividades de *timing*. O mesmo modelo foi utilizado por Vieira (1995) para fundos de pensões portuguesas e por Rao (2000, 2001) para fundos norte-americanos<sup>58</sup>. Ambos os estudos concluem que “... *managers of mutual funds do not possess good selectivity or market timing abilities*” (Rao, 2001, pp. 64).

Por sua vez, Pfliegerer e Bhattacharya (1983) propõem um modelo alternativo ao de Merton (1981) e Henriksson e Merton (1981). Para tal, desenvolvem a equação quadrática de Treynor e Mazuy (1966) e corrigem um erro de Jensen (1972)<sup>59</sup>, mostrando assim que este modelo exige “... *observing only the returns earned on the fund and those earned on the market portfolio*” (Pfliegerer e Bhattacharya, 1983, pp. 6), para separar e medir as contribuições da selectividade e *timing* para o desempenho global.

---

<sup>57</sup> Estes títulos poderão ser acções de empresas muito voláteis, obrigações arriscadas ou produtos derivados.

<sup>58</sup> Com um nível de significância de 1%, dos 570 fundos estudados, apenas quatro e cinco revelaram, respectivamente, capacidades de selectividade e de *timing* significativas.

<sup>59</sup> Pfliegerer e Bhattacharya (1983) demonstram que para a medição de selectividade e *timing* não é necessário ter disponível todas as informações requeridas por Jensen (1972). Ver nota de rodapé n.º 46.

Mais tarde, Lee e Rahman (1990) testam a abordagem anterior numa amostra constituída por 93 fundos, no período de 1977 a 1984. Os resultados evidenciaram alguma capacidade de selectividade e *timing* quando os fundos foram considerados individualmente. Estes verificaram, ainda, que a presença de heteroscedasticidade alterou os resultados, embora não tivesse influenciado as conclusões acerca de selectividade e *timing*<sup>60</sup>, e que a medida de selectividade ( $\alpha_c$ ) tendia a ser mais baixa quando o *timing* era ignorado<sup>61</sup>.

Armada (1992) e Cortez (1993) também aplicam o modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) para uma amostra de fundos do Reino Unido e de Portugal, respectivamente. Embora estes estudos evidenciem alguma capacidade de *timing* por parte dos gestores, deve ser, contudo, salientado, que no contexto da abordagem de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) o *timing* é condicionado a ser não negativo.

De facto, Coggin, Fabozzi e Rahman (1993) apontam este problema como sendo a principal limitação do modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983). Assim, estes investigadores utilizam os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Pflleiderer e Bhattacharya (1983) com correcção de heteroscedasticidade e alteram-nos de forma a permitirem que o *timing* possa ser negativo. No seu estudo empírico, usaram 71 fundos de pensões norte-americanos e diferentes *benchmarks*. Independentemente do modelo ou do *benchmark* escolhido, os resultados indicaram capacidade de selectividade positiva<sup>62</sup> e de *timing* negativa<sup>63</sup>. Contudo, quando os gestores foram classificados por estilos de investimento, as medidas de selectividade e *timing* mostraram-se sensíveis à escolha do *benchmark*. Chen e Jang (1994), utilizando a metodologia de Lee e Rahman (1990) para uma amostra de fundos internacionais<sup>64</sup> norte-americanos, voltaram a verificar que a escolha do *benchmark* influenciou os resultados obtidos. De facto, os fundos revelaram um melhor desempenho relativamente a um *benchmark* norte-americano do que a um índice mundial<sup>65</sup>.

---

<sup>60</sup> Consistente com Henriksson (1984).

<sup>61</sup> Consistente com Grant (1977), Admati e Ross (1985) e Dybvig e Ross (1985a).

<sup>62</sup> Consistente com Lee e Rahman (1990).

<sup>63</sup> Consistente com Kon (1983), Chang e Lewellen (1984), Henriksson (1984) e Connor e Korajczyk (1991).

<sup>64</sup> O desempenho deste tipo de fundos foi também estudado por Cumby e Glen (1990), Eun, Kolodny e Resnick (1991) e Droms e Walker (1994).

<sup>65</sup> O maior leque de oportunidades de investimento deste tipo de fundos pode, segundo estes autores, justificar os resultados obtidos.

Procurando analisar as implicações da escolha do *benchmark* na avaliação do desempenho, Bello e Janjigian (1997) dedicam-se sobretudo a estudar o efeito na medição da selectividade e *timing* quando existem títulos nos fundos que não fazem parte do índice utilizado como *benchmark*<sup>66</sup>. Para o efeito, apresentam uma versão modificada do modelo de Treynor e Mazuy (1966), onde incluem três *benchmarks*. A utilização desta nova metodologia permitiu-lhes identificar nos gestores capacidades significativas de selecção de títulos e de previsão dos movimentos do mercado. Este facto, leva-os a concluir que o resultado de *timing* negativo verificado em estudos anteriores, que utilizam o modelo base de Treynor e Mazuy (1966), se ficaria a dever à deficiente especificação do mesmo.

Face ao fraco desempenho da generalidade dos fundos de investimento, ao nível da componente selectividade, mas sobretudo ao nível de actividades de *timing*, os investigadores tentam colocar em evidência outros factores que influenciem estes resultados. Assim, uma vez que “*Chance e Hemler (1999) strongly reject the null hypothesis of no timing ability for a manager using daily data but find that all evidence of timing ability disappears when monthly data are used instead*” (Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic, 2000, pp. 258), Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic (2000) estudam os efeitos associados com as rendibilidades mensais quando os gestores tomam decisões diárias<sup>67</sup>. Estes autores mostram que “... *the use of monthly data essentially implies that most standard timing tests are misspecified*” (Idem), e que “*the best solution to the problem is to collect data that correspond to the frequency with which timers make decisions*” (Idem, pp. 261), sendo isto particularmente difícil de implementar. Para atenuar este problema, foi proposto pelos mesmos, um ajustamento aos testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981)<sup>68</sup>. Apesar deste ajustamento, foram encontrados poucos fundos com capacidade de *timing*. Bollen e Busse (2001) voltam a estudar estes efeitos com os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981). Os resultados foram consistentes com o estudo anterior. Independentemente do modelo, a utilização de dados diários proporcionou estimativas mais precisas e inferências mais correctas.

---

<sup>66</sup> Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) mostram que este facto afecta os resultados do desempenho global dos fundos, quando se utiliza um único índice para o modelo de avaliação.

<sup>67</sup> Recorde-se que a influência do horizonte temporal na avaliação do desempenho tinha já sido considerada para as medidas tradicionais.

<sup>68</sup> Apesar do ajustamento proposto não ser tão indicado como o uso de rendibilidades diárias, ele evita que se recolham dados tão frequentemente.

Uma última geração de estudos tem procurado estudar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores, através do uso de vários modelos e versões dos mesmos, assim como diferentes *benchmarks*. É o caso das investigações de Dellva, DeMaskey e Smith (2001) para um grupo especializado de fundos<sup>69</sup>, através do uso da medida de Jensen (1968) e dos modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981), assim como do estudo de Patro (2001) para fundos internacionais fechados, através da utilização da medida de Jensen (1968), do modelo de Treynor e Mazuy (1966), e das seguintes versões dos mesmos: Jensen *Conditional*; Treynor e Mazuy Total; e, Treynor e Mazuy *Conditional*. No geral, os gestores revelaram aptidão para seleccionar títulos, não acontecendo o mesmo com a previsão dos movimentos do mercado. Dellva, DeMaskey e Smith (2001) argumentam ainda que a “... *benchmark choice is much more important than the timing model*” (Dellva, DeMaskey e Smith, 2001, pp. 52).

Bauer e Dahlquist (2001) reconhecem, efectivamente, que a avaliação da capacidade de *timing* é uma questão complexa. Estes autores propõem, inclusivamente, uma nova medida, a que chamam *Roulette Wheels*, mas continuam a não encontrar capacidade significativa de *timing*, pelo que recomendam a utilização de uma estratégia passiva<sup>70</sup> por parte dos gestores. Para estes autores, “... *in reality, successful market timing is much easier said than done*” (Bauer e Dahlquist, 2001, pp. 28).

De qualquer forma, a maioria dos estudos empíricos sugerem que a existência de capacidades significativas de *timing* é rara, existindo mais evidência de *timing* negativo que positivo.

Face a estes últimos trabalhos revistos, parece que existem, actualmente, duas linhas de investigação predominantes. Por um lado, são propostos ajustamentos a modelos já existentes. Por outro, é sugerida a inclusão de informação pública noutros modelos (modelos condicionais). Note-se que a problemática do *benchmark* adequado continua a ser analisada e debatida no contexto dos modelos de selectividade e *timing*, mantendo-se assim, um tema actual. Desta forma, os modelos agora existentes parecem ter, por conseguinte, um enorme

---

<sup>69</sup> O objectivo primordial destes fundos não é a diversificação.

<sup>70</sup> Também designada por *buy-and-hold*.

potencial de aperfeiçoamento para a correcta (se tal é possível!) avaliação do desempenho dos gestores de investimentos, particularmente na componente de *timing*.

### 2.5.3. Interdependência entre selectividade e *market timing*

A avaliação do desempenho através da medição das capacidades de selectividade e *timing* dos gestores, tem levantado a questão da relação existente entre ambas. Assim, vários dos autores referidos anteriormente analisaram este assunto.

Henriksson (1984) foi dos primeiros a estudar esta relação, e a identificar no seu trabalho empírico, uma forte correlação negativa entre selectividade e *timing*. Segundo o autor, poderiam existir quatro explicações para este facto. A primeira foi atribuída à existência de erros de estimativa nas variáveis do modelo<sup>71</sup>. No entanto, como o mesmo referiu, “... *the results are so strong that this is not likely to be the entire explanation*” (Henriksson, 1984, pp. 85). A segunda, poderia dever-se à dependência da correlação entre as duas capacidades relativamente à rendibilidade do mercado. Contudo, a manutenção da correlação negativa em ambos os subperíodos (um para uma situação de mercado em baixa e o outro para uma de mercado em alta), em que o período total estudado foi dividido, parecia inviabilizar esta justificação. A terceira, poderia ser a deficiente especificação da carteira de mercado<sup>72</sup>. Enquanto, por um lado, esta poderia parecer uma razão pouco plausível, visto que o conjunto das oportunidades de investimento dos gestores não devia ser suficientemente diferente dos títulos incluídos no índice utilizado como *proxy* da carteira de mercado, por outro, ela podia verificar-se em determinados períodos específicos. Finalmente, a última causa foi atribuída à omissão de factores relevantes no modelo que contribuísem também para a determinação das rendibilidades dos fundos, além da *proxy* da carteira de mercado. Para minimizar este facto, Henriksson incluiu um segundo factor no modelo base de Henriksson e Merton (1981), que serviria como *proxy* tanto para os títulos não incluídos no índice de mercado como para os factores relevantes omitidos nesse modelo. Usando o modelo alargado com o segundo factor,

<sup>71</sup> Modelo de Henriksson e Merton (1981).

<sup>72</sup> Dado a *proxy*, utilizada como carteira de mercado, não incluir todos os títulos de risco.

Henriksson não encontrou evidência de que este explicasse a correlação negativa. No entanto, o número de fundos com coeficientes significativos para o segundo factor, parecia indicar uma deficiente especificação da carteira de mercado ou a omissão de outros factores relevantes.

Posteriormente, outras explicações foram atribuídas à correlação negativa verificada empiricamente por Henriksson (1984) e também por Chang e Lewellen (1984), aquando da utilização do modelo de Henriksson e Merton (1981). Jagannathan e Korajczyk (1986)<sup>73</sup> referem que tal resultado poderia advir da existência de *timing* artificial, resultante (como foi referido anteriormente) das características de tipo opção de alguns títulos, que por sua vez poderia provocar *timing* negativo e selectividade positiva ou vice-versa. Armada (1992), ao verificar também correlação negativa pelo mesmo modelo, sugere ainda outra justificação, que tinha, de certa forma, sido colocada de parte por Henriksson (1984). Esta refere-se à presença de erros de estimativa nas variáveis do modelo, como causa para a relação inversa verificada entre as duas componentes do desempenho.

Contrariamente aos resultados anteriores, os trabalhos de Lee e Rahman (1990) e Armada (1992), através da utilização do modelo de Pfliderer e Bhattacharya (1983), indicam uma correlação positiva entre selectividade e *timing* (embora não muito forte<sup>74</sup>). Note-se que, mais uma vez, estes resultados poderão ficar a dever-se ao facto de o *timing* ser forçado a ser positivo, com a utilização deste modelo, como refere Armada (1992).

A relação inversa entre as duas componentes do desempenho voltou a ser verificada por Connor e Korajczyk (1991) e Coggin, Fabozzi e Rahman (1993). No entanto, Coggin, Fabozzi e Rahman (1993) referem que, “*the negative correlation between selectivity and timing presents a problem of interpretation. ... for the regression models used in this study*<sup>75</sup>, *the correlation between the estimates of selectivity and timing will necessarily be negative. ... this is because the sampling errors for the two estimates are negatively correlated*” (Coggin, Fabozzi e Rahman, 1993, pp. 1053).

<sup>73</sup> Apesar destes autores, na sua análise empírica, terem utilizado o modelo de Treynor e Mazuy (1966), voltaram a observar evidência de forte correlação negativa.

<sup>74</sup> Com coeficiente de correlação próximo de 0,5.

<sup>75</sup> Os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Pfliderer e Bhattacharya (1983).

Fletcher (1995) e Bello e Janjigian (1997) também encontram correlação negativa. Enquanto o primeiro tem dificuldade em a justificar, os segundos atribuem esta relação às possíveis actividades de especialização, por parte dos gestores de fundos.

Outros estudos, como sejam, o de Cortez e Armada (1997), o de Kao, Cheng e Chan (1998), o de Vieira (1995) e o de Rao (2000, 2001), continuam a revelar correlação negativa entre as duas componentes do desempenho.

Face aos resultados verificados pela medição das capacidades de selectividade e *timing* (geralmente positivos para a primeira e negativos para a segunda), e à tendência de correlação negativa entre ambas, “... *fund managers should concentrate their activities on identifying mispriced securities rather than on timing activities*” (Fletcher, 1995, pp. 153). Contudo, deve alertar-se que “*the correlation between selectivity and market timing is currently an unsettled question in the literature*” (Coggin, Fabozzi e Rahman, 1993, pp. 1053).

## 2.6. Conclusões

Neste capítulo procurou-se apresentar e discutir as principais metodologias de avaliação do desempenho de carteiras de investimento, bem como as principais questões em debate na literatura.

O surgimento das medidas de avaliação ajustadas ao risco, de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968), constituíram um marco importante nesta área das finanças. No entanto, as suas limitações constituem obstáculos pertinentes no contexto da avaliação do desempenho. Para além da questão do *benchmark* adequado, a avaliação global dos gestores, através da sua capacidade para seleccionarem títulos sub ou sobreavaliados, assim como o pressuposto da estabilidade da medida de risco ao longo do tempo, constituem algumas das principais críticas de que têm sido alvos. Este último facto, pode estar associado, entre outras razões, a

capacidades dos gestores que não estavam a ser consideradas até então, como é o caso de capacidades de previsão dos movimentos do mercado (*market timing*). Desta forma, foram posteriormente apresentados os principais desenvolvimentos na decomposição do desempenho global nas suas componentes de selectividade e *timing*. De entre as várias estruturas teóricas revistas, optou por seleccionar-se a metodologia de Henriksson e Merton (1981), a qual será apresentada, em detalhe, no próximo capítulo.

## CAPÍTULO 3 - METODOLOGIA

### 3.1. Introdução

No capítulo anterior foram apresentadas e discutidas várias metodologias que visam avaliar o desempenho dos gestores de fundos de investimento, através das suas capacidades de selectividade e *timing*. De entre os vários modelos apresentados, optou por aplicar-se o de Henriksson e Merton (1981), por várias razões: pela base teórica que o fundamenta; por permitir a avaliação das capacidades de selectividade e *timing* dos gestores; por permitir a aplicação de testes não paramétricos e paramétricos; e, pelos resultados empíricos verificados nas investigações que o utilizam. Estes resultados centram-se, essencialmente, em dois aspectos. Por um lado, nas capacidades de *timing* negativas, o que é particularmente surpreendente, uma vez que indica que o gestor agiu irracionalmente, ou seja, assumiu riscos mais elevados quando o mercado se encontrava em baixa e riscos mais baixos quando o mercado estava em alta<sup>76</sup>. Por outro lado, na forte correlação negativa entre selectividade e *market timing*, que indicará incapacidade para os gestores obterem resultados positivos e significativos em ambas as componentes, o que não deixa de ser um *puzzle* ainda não compreendido na sua totalidade. Por último, este modelo não foi, ainda, aplicado a FIM portugueses, pelo que é um trabalho que vem preencher uma lacuna na investigação sobre a indústria de FIM em Portugal.

De seguida, irá descrever-se a metodologia de Henriksson e Merton (1981), que será utilizada, mais tarde, para a aplicação empírica.

---

<sup>76</sup> Por estas razões, estas estratégias são também denominadas de “*perverse timing*”.

### 3.2. Descrição da metodologia

Merton (1981), ao analisar o padrão de rendibilidades de certas estratégias de investimento em opções, verifica que estas proporcionam rendibilidades semelhantes a uma estratégia bem sucedida de *market timing*. A partir desta correspondência, o autor desenvolve uma estrutura teórica para avaliar a capacidade de *market timing* dos gestores. Esta estrutura assume uma forma muito simples. O gestor apenas prevê se a carteira de mercado (composta por activos com risco) irá proporcionar rendibilidades superiores aos títulos sem risco, isto é,  $R_{m,t} > R_{f,t}$  (mercado em alta), ou se acontecerá o contrário, isto é,  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$  (mercado em baixa). Com base nesta previsão, o gestor irá ajustar a proporção do fundo investida na carteira de mercado e nos títulos sem risco, não necessitando para tal de prever a magnitude da diferença entre  $R_{m,t}$  e  $R_{f,t}$ .

O modelo pode ser descrito em termos de probabilidades condicionais, em  $R_{m,t} - R_{f,t}$ , de uma previsão correcta ou incorrecta. Se a variável  $\gamma_t$  representar a previsão do gestor, onde,  $\gamma_t = 1$ , se a previsão no período  $t-1$ , para  $t$ , for  $R_{m,t} > R_{f,t}$ , e  $\gamma_t = 0$ , se a previsão no período  $t-1$ , para  $t$ , for  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ , as probabilidades condicionais de uma previsão correcta serão:

$$P_{1,t} = Prob (\gamma_t = 0 \mid R_{m,t} \leq R_{f,t}) \quad (3.1a)$$

$$P_{2,t} = Prob (\gamma_t = 1 \mid R_{m,t} > R_{f,t}) \quad (3.1b)$$

e, as probabilidades condicionais de uma previsão incorrecta serão:

$$1-P_{1,t} = Prob (\gamma_t = 1 \mid R_{m,t} \leq R_{f,t}) \quad (3.1c)$$

$$1-P_{2,t} = Prob (\gamma_t = 0 \mid R_{m,t} > R_{f,t}) \quad (3.1d)$$

onde, as variáveis  $R_{m,t}$  e  $R_{f,t}$  têm o mesmo significado que anteriormente.

Como se verifica, a probabilidade de uma previsão correcta não depende da magnitude da subida ou descida do mercado, mas apenas de se observar que o mercado se encontra em alta ou em baixa.

Merton (1981) mostra que a soma das probabilidades condicionais de uma previsão correcta é um valor estatístico necessário e suficiente para avaliar a capacidade de *market timing* dos gestores. Esta formulação do problema permite estudar estas capacidades sem assumir a estrutura do CAPM.

Baseados no modelo de Merton (1981), Henriksson e Merton (1981) desenvolvem testes estatísticos não paramétricos e paramétricos para avaliação das capacidades de *market timing* e selectividade dos gestores.

### 3.2.1. Testes não paramétricos

Se as previsões dos gestores são observáveis, Henriksson e Merton (1981) apresentam testes não paramétricos para as capacidades de previsão (*market timing*), sem necessidade de assumirem pressupostos sobre a distribuição das rendibilidades do mercado ou sobre qualquer modelo específico de avaliação de activos.

Merton (1981) mostra que se as previsões dos gestores não têm valor, verifica-se que  $P_{1,t} + P_{2,t} = 1$ . Assim, uma condição necessária para que as previsões tenham um valor positivo é que  $P_{1,t} + P_{2,t} \neq 1$ , e uma condição suficiente para que tal se verifique é que  $P_{1,t} + P_{2,t} > 1$ . Note-se ainda que, se  $P_{1,t} + P_{2,t} < 1$ , isto significa que houve *market timing* negativo (capacidade inversa). Ou seja, revela que foram assumidos riscos superiores para o mercado em baixa relativamente aos assumidos para o mercado em alta, o que não faz sentido de um ponto de vista de racionalidade por parte dos gestores. Desta forma, um teste para determinar se existe capacidade de previsão, corresponde a testar a seguinte hipótese nula:

$$H_0: P_{1,t} + P_{2,t} = 1 \quad (3.2)$$

Pretende-se agora determinar a probabilidade de que um dado resultado da amostra provenha de uma população que satisfaça a hipótese nula. Henriksson e Merton (1981) mostram que a hipótese nula é definida pela distribuição hipergeométrica:

$$P(n_1|N_1, N, n) = \frac{{}^{N_1}C_{n_1} {}^{N_2}C_{n_2}}{{}^N C_n} \quad (3.3)$$

onde,

- $N_1$  = Número de observações onde  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ;
- $N_2$  = Número de observações onde  $R_{m,t} > R_{f,t}$ ;
- $N$  =  $N_1 + N_2$  = Número total de observações;
- $n_1$  = Número de previsões correctas, dado que  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ;
- $n_2$  = Número de previsões erradas, dado que  $R_{m,t} > R_{f,t}$ ;
- $n$  =  $n_1 + n_2$  = Número de previsões de que  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ .

Assim, dado que as previsões são conhecidas, para testar a hipótese nula não é necessário calcular as probabilidades condicionais ( $P_{1,t}$  e  $P_{2,t}$ ), uma vez que todas as variáveis anteriores são directamente observáveis.

Henriksson e Merton (1981) argumentam que se os gestores se comportam racionalmente, um teste de uma aba é mais apropriado, uma vez que não deve acontecer  $P_{1,t} + P_{2,t} < 1$ . No entanto, na aplicação empírica que será efectuada posteriormente não se tem conhecimento das previsões dos gestores, optando por utilizar-se uma *proxy* para que as mesmas possam ser determinadas. Desta forma, pode acontecer que  $P_{1,t} + P_{2,t} < 1$ , pelo que um teste de duas abas apresenta-se mais adequado.

Desta forma, dado  $N_1$ ,  $N_2$  e  $n$ , a distribuição de  $n_1$  é determinada por 3.3 para a hipótese de não existir capacidade de previsão, onde o intervalo de valores possíveis para  $n_1$  é dado por:

$$\underline{n_1} = \max(0, n - N_2) \leq n_1 \leq \min(N_1, n) = \overline{n_1} \quad (3.4)$$

As equações 3.3 e 3.4 podem ser usadas para estabelecer intervalos de confiança, para testar a hipótese nula de não existência de capacidade de previsão.

Para a utilização de um teste de duas abas, com um nível de confiança de  $c$ , iria rejeitar-se a hipótese nula se  $n_1 \geq \bar{x}(c)$  ou se  $n_1 \leq \underline{x}(c)$ . Onde,  $\bar{x}$  e  $\underline{x}$  são calculados pela solução das seguintes equações<sup>77</sup>:

$$\frac{\sum_{x=\bar{x}}^{\bar{n}_1} N_1 C_x^{N_2} C_{n-x}^{N_2}}{N C_n} = \frac{1-c}{2} \quad (3.5a)$$

$$\frac{\sum_{x=\underline{x}}^{\underline{n}_1} N_1 C_x^{N_2} C_{n-x}^{N_2}}{N C_n} = \frac{1-c}{2} \quad (3.5b)$$

Dado que, como se referiu anteriormente, não se tem conhecimento das previsões dos gestores, terá que utilizar-se uma *proxy* para as mesmas. Para evitar erros de medida na *proxy*, as rendibilidades actuais dos fundos serão usadas como medida de desempenho e comparadas com o desempenho de uma possível estratégia passiva. A  $H_0: P_{1,t} + P_{2,t} = 1$  reflecte, neste contexto, a probabilidade dos fundos superarem a estratégia passiva, condicional ao facto desta exceder ou não a rendibilidade dos títulos isentos de risco. *“In this form, the test examines the total performance of the fund and not just the market-timing ability. It examines whether or not active portfolio management can generate returns in excess of those earned by a feasible passive strategy”* (Henriksson, 1984, pp. 89).

A estratégia passiva consiste numa carteira formada por títulos isentos de risco e títulos de risco (carteira de mercado), onde a proporção investida nestes últimos é dada pelo beta do fundo, determinado através da equação 2.9, e o restante é investido nos títulos isentos de risco.

---

<sup>77</sup> Uma vez que a distribuição hipergeométrica é discreta, as equações 3.5a e 3.5b podem não ser possíveis. Assim, na equação 3.5a,  $\bar{x}$  deve ser interpretado como o valor mais baixo de  $x$  para o qual o somatório não excede  $\frac{1-c}{2}$ . Na equação 3.5b,  $\underline{x}$  deve ser interpretado como o valor mais alto de  $x$  para o qual o somatório não excede  $\frac{1-c}{2}$ .

Neste contexto, o cálculo da soma das probabilidades condicionais é agora apresentado pela seguinte expressão:

$$P_{1,t} + P_{2,t} = \frac{n_1}{N_1} + \frac{N_2 - n_2}{N_2} \quad (3.6)$$

onde,

$N_1$  = Número de observações onde  $R_{ep,t} \leq R_{f,t}$ , onde  $R_{ep,t}$  é a rendibilidade da estratégia passiva no período  $t$ ;

$N_2$  = Número de observações onde  $R_{ep,t} > R_{f,t}$ ;

$N$  =  $N_1 + N_2$  = Número total de observações para a estratégia passiva;

$n_1$  = Número de observações em que  $R_{c,t} \leq R_{f,t}$  e  $R_{ep,t} \leq R_{f,t}$ ;

$n_2$  = Número de observações em que  $R_{c,t} \leq R_{f,t}$  e  $R_{ep,t} > R_{f,t}$ ;

$n$  =  $n_1 + n_2$  = Número de observações em que  $R_{c,t} \leq R_{f,t}$ .

Como se verifica, a utilização dos testes não paramétricos implica que as previsões dos gestores sejam observáveis, ou então que se use uma *proxy* para essas mesmas previsões. De seguida, irão apresentar-se procedimentos alternativos para testar a capacidade de *market timing*, quando tais previsões não estão disponíveis para o investigador.

### 3.2.2. Testes paramétricos

De forma a ultrapassarem o problema da observação das previsões dos gestores, Henriksson e Merton (1981) desenvolvem testes paramétricos que permitem identificar e separar as capacidades de selectividade e *timing*, usando apenas séries de rendibilidades em excesso do mercado e da carteira. Os autores baseiam-se na assunção de que os títulos são avaliados de acordo com o CAPM, apesar dos testes poderem ser aplicados num contexto multifactorial<sup>78</sup>.

<sup>78</sup> Através do uso, nomeadamente, da APT.

Partindo do princípio que os gestores não tentam, ou pelo menos não são bem sucedidos em prever as rendibilidades do mercado, a equação 2.9 pode ser utilizada para testar as capacidades de selectividade. Jensen (1972) mostra que é impossível usar esta estrutura teórica para separar as capacidades de selectividade e *timing* quando apenas existem séries temporais de rendibilidades. Contudo, Henriksson e Merton (1981) tornam possível esta decomposição. Para tal, assumem que os gestores escolhem entre dois níveis de risco sistemático:  $\eta_1$  para quando a previsão é de que  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ; e,  $\eta_2$  para quando a previsão é de que  $R_{m,t} > R_{f,t}$ .<sup>79</sup>

Dado que as previsões de mercado dos gestores não são conhecidas, o nível de risco sistemático  $\beta_t$  (beta da carteira no período  $t$ ) deve ser uma variável aleatória para uma carteira com *market timing*, que assumirá o valor de  $\eta_1$  ou  $\eta_2$  conforme a previsão do gestor seja, respectivamente, de mercado em baixa ou em alta. Assim, a rendibilidade da carteira  $c$ , no período  $t$ , pode ser apresentada como:

$$R_{c,t} = R_{f,t} + (b + \theta_t)x_t + \lambda + \varepsilon_{c,t} \quad (3.7)$$

onde,

$R_{c,t}; R_{f,t}$  = Têm o mesmo significado que anteriormente;

$b$  = Valor esperado incondicional (na previsão) de  $\beta_t$ ;

$\theta_t$  =  $\beta_t - b$  = Componente não antecipada (dependente da previsão) de  $\beta_t$ ;

$x_t$  =  $R_{m,t} - R_{f,t}$ ;

$\lambda$  = Rendibilidade em excesso esperada devida à capacidade de selectividade;

$\varepsilon_{c,t}$  = Variável residual com as seguintes características:

$$E(\varepsilon_{c,t})=0;$$

$$E(\varepsilon_{c,t}, x_t)=0;$$

$$E(\varepsilon_{c,t}, \varepsilon_{c,t-i})=0, \quad i=1,2,3, \dots$$

---

<sup>79</sup> Note-se que se o gestor for racional,  $\eta_1 < \eta_2$ , ou seja, o risco assumido para o mercado em baixa deve ser inferior ao assumido para o mercado em alta.

Usando o processo de rendibilidades da carteira dado pela equação anterior, a análise de regressão dos mínimos quadrados pode ser utilizada para separar as capacidades de selectividade e *market timing*, através da seguinte equação:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t} \quad (3.8)$$

onde,

$$y_t = \max(0, R_{f,t} - R_{m,t}) = \max(0, -x_t)$$

A equação anterior surge da análise do valor do *market timing* feito por Merton (1981). O autor mostra que, até um *additive noise term*, as rendibilidades obtidas por uma estratégia de *market timing* seriam similares às obtidas por uma estratégia de investimento em opções, tipo *partial protective put*. Para seguir esta última estratégia, devem ser compradas  $(P_1+P_2-1)(\eta_2 - \eta_1)$  opções de venda<sup>80</sup>, na carteira de mercado, com um preço de exercício (por unidade monetária investida na carteira de mercado) de  $R_{f,t}$ , correspondendo a um investimento de  $P_2\eta_2+(1-P_2)\eta_1$  unidades monetárias nessa carteira de mercado. O restante montante investido deve ser aplicado em títulos isentos de risco. Repare-se que a variável  $y_t$  da equação 3.8 corresponde, efectivamente, à rendibilidade proporcionada por esta estratégia<sup>81</sup>.

Henriksson e Merton (1981) mostram ainda que, para amostras grandes, os cálculos dos parâmetros da equação 3.8, pelo método dos mínimos quadrados, podem ser escritos como<sup>82</sup>:

$$P \lim \hat{\alpha}_c = \lambda \quad (3.9a)$$

$$P \lim \hat{\beta}_1 = P_2\eta_2 + (1 - P_2)\eta_1 \quad (3.9b)$$

$$P \lim \hat{\beta}_2 = (P_1 + P_2 - 1)(\eta_2 - \eta_1) \quad (3.9c)$$

<sup>80</sup> Considera-se que as opções são adquiridas sem qualquer custo, isto é, não considerando o prémio pago.

<sup>81</sup> De facto, se as opções adquiridas são de venda, com um preço de exercício de  $R_{f,t}$ , então elas só serão exercidas se  $R_{f,t}$  for superior a  $R_{m,t}$ , ganhando assim o investidor  $R_{f,t} - R_{m,t}$ , se pelo contrário  $R_{f,t}$  for inferior a  $R_{m,t}$ , elas não serão exercidas e o ganho será nulo.

<sup>82</sup> Para uma análise mais detalhada, ver Henriksson e Merton (1981), pp. 527 a 529.

Desta forma,  $\hat{\alpha}_c$  mede a contribuição da selectividade para o desempenho da carteira, o que corresponde a testar  $H_0: \alpha_c=0$  (os gestores não têm capacidade de selectividade); o valor de  $\hat{\beta}_{1c}$  representa a fracção investida na carteira de mercado seguindo uma estratégia de investimento em opções, como a descrita anteriormente; e, o valor de  $\hat{\beta}_{2c}$  representa o número de opções de venda adquiridas no mercado em função das capacidades de *market timing* dos gestores. Neste contexto, a avaliação da capacidade de *market timing* corresponderá a testar  $H_0: \beta_{2c}=0$ , ou seja, os gestores não têm capacidade de *market timing* ( $P_{1,t} + P_{2,t} = 1$ ) ou então não actuam com base nas suas previsões ( $\eta_1 = \eta_2$ ). Finalmente, como mostrado por Merton (1981), o valor da capacidade de *market timing* é dado por:

$$\hat{\beta}_2 g_t = (P_1 + P_2 - 1)(\eta_2 - \eta_1)g_t \quad (3.10)$$

onde,  $g_t$  é o preço de mercado de uma opção de venda.

Pela expressão anterior, e decorrente da interpretação da equação 3.8, verifica-se que o valor da capacidade de *market timing* dos gestores é dado pelo valor de mercado das opções de venda, adquiridas aquando da implementação da estratégia de investimento em opções.

Refira-se ainda que, a equação 3.8 é mais geral que a equação 2.9, sendo a primeira igual à segunda no caso em que o *market timing* não faz parte do processo de decisão, isto é,  $\beta_{2c}=0$ .

Para completar a análise da equação 3.8, Henriksson e Merton (1981) mostram que:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left[ \frac{\sum \varepsilon_{c,t}}{N} \right] = 0 \quad (3.11)$$

Desta forma, o cálculo dos coeficientes de regressão da equação 3.8, através do método dos mínimos quadrados, irá conduzir a estimativas não enviesadas dos parâmetros de desempenho da carteira. Contudo, uma vez que o  $\beta_t$  não é estacionário, Henriksson e Merton (1981) mostram que o desvio padrão do erro ( $\sigma_{\varepsilon_{c,t}}$ ) é uma função crescente de  $|x_t|$ . Assim, os

autores sugerem que se corrija esta heteroscedasticidade de forma a melhorar a eficiência das estimativas.

Como alternativa à utilização da equação 3.8, Henriksson e Merton (1981) propõem, através de uma transformação linear desta equação, outra estrutura, para a qual os parâmetros calculados têm um significado intuitivo particularmente atraente. Ela é representada como:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c} x_{1,t} + \beta_{2c} x_{2,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (3.12)$$

onde,

$$x_{1,t} = \min(0, R_{m,t} - R_{f,t}) = \min(0, x_t);$$

$$x_{2,t} = \max(0, R_{m,t} - R_{f,t}) = \max(0, x_t).$$

Dado que  $x_{1,t}=x_t$  e  $x_{2,t}=0$  quando  $x_t \leq 0$  (mercado em baixa), e  $x_{1,t}=0$  e  $x_{2,t}=x_t$  quando  $x_t > 0$  (mercado em alta), o  $\beta_{1c}$  pode ser interpretado como o beta da carteira para o mercado em baixa e o  $\beta_{2c}$  como o beta da carteira para o mercado em alta. Neste contexto, o teste para a capacidade de *market timing* de  $\beta_2$ , na equação 3.8, é equivalente a testar na equação 3.12  $H_0: \beta_{1c} = \beta_{2c}$ , ou seja, se  $\beta_{1c}$  é significativamente diferente de  $\beta_{2c}$ <sup>83</sup>, ou sendo os gestores racionais, a verificar se  $\beta_{2c}$  é significativamente superior a  $\beta_{1c}$ . Refira-se ainda que  $\alpha_c$  tem o mesmo significado que  $\alpha_c$  na equação 3.8, medindo a capacidade de selectividade dos gestores de carteira.

### 3.3. Conclusões

Neste capítulo foi desenvolvido, em termos teóricos, o modelo proposto por Henriksson e Merton (1981), para avaliação das capacidades de selectividade e *market timing* dos gestores de carteiras.

---

<sup>83</sup> Efectivamente, pela análise das duas equações, conclui-se que  $\beta_{1c} = \beta_{1c} - \beta_{2c}$  e  $\beta_{2c} = \beta_{1c}$ .

Constata-se que, Merton (1981), com o intuito de avaliar a capacidade de *market timing* dos gestores, desenvolve uma estrutura teórica sem necessidade de ter por base o CAPM. A partir desta estrutura, Henriksson e Merton (1981) desenvolvem testes não paramétricos e paramétricos. Assim, quando as previsões dos gestores são conhecidas é proposta a aplicação dos primeiros testes, com o objectivo de medir a capacidade de *market timing*. No entanto, dado que para o presente estudo tais previsões não estão disponíveis, será necessário usar uma *proxy* para as mesmas. Desta forma, estes testes deixam de medir apenas a capacidade de *market timing* para passarem a medir o desempenho global dos gestores. Como alternativa, e evitando a recolha das previsões dos gestores relativamente à evolução do mercado, é sugerida a utilização dos segundos testes. Desta forma, e assumindo que os títulos são avaliados de acordo com o CAPM, estes testes permitem decompor o desempenho global nas componentes de selectividade e *market timing*.

Na sequência da apresentação deste modelo, no próximo capítulo passar-se-á à aplicação empírica do mesmo.

## **CAPÍTULO 4 - SELECTIVIDADE E *TIMING*: ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS**

### **4.1. Introdução**

Neste capítulo serão, primeiramente, apresentados os dados sobre os quais irá incidir o estudo empírico. Depois, será efectuada uma avaliação em termos de desempenho global dos fundos de investimento que constituem a amostra. No entanto, face às limitações inerentes às medidas de desempenho global, já discutidas no capítulo 2, pretende-se, de seguida, aplicar um modelo de avaliação alternativo que possibilite captar também a parte do desempenho que se deve a actividades de *timing*. Assim, será aplicada a metodologia de Henriksson e Merton (1981), apresentada no capítulo anterior, com o principal objectivo de medir as capacidades de selectividade e *market timing* dos gestores de fundos. Os resultados alcançados serão analisados, discutidos e comparados com outros estudos realizados nesta área. Por último, retirar-se-ão as principais conclusões obtidas ao longo do capítulo.

### **4.2. Descrição dos dados**

#### **4.2.1. A amostra**

Na secção 1.2. foi visível o considerável crescimento da indústria de FIM em Portugal na última década, tanto em número de fundos como em valor dos activos geridos. Assim, no final de 2001 havia 262 FIM com um volume de activos geridos de 21.266,4 milhões de euros, dos quais 75 eram FIM de acções com um valor gerido de 1960,8 milhões de euros. Como se verifica, o segmento accionista ainda representa uma pequena parte da indústria

(9%), ao contrário do que sucede, por exemplo, nos Estados Unidos da América e no Reino Unido, onde os fundos de acções dominam a indústria de FIM.

A amostra utilizada neste estudo é constituída por 21 FIM portuguesas, para o período compreendido entre Janeiro de 1996 e Dezembro de 2001, correspondendo a um total de 72 observações mensais. Os fundos seleccionados apresentam-se na tabela seguinte:

**Tabela 4.1. FIM que constituem a amostra**

---

<b>Fundos Nacionais</b>
1. AF Acções Portugal (AFAP)
2. Barclays Premier Acções Portugal (BPAP)
3. BNU Acções (BNUA)
4. BPI Portugal (BPIP)
5. Caixagest Valorização (CV)
6. Postal Acções (PA)
7. Santander Acções Portugal (SAP)
8. Santander Capital Portugal (SCP)

<b>Fundos União Europeia</b>
9. AF Eurocarteira (AFE)
10. BPI Europa Crescimento (BPIEC)
11. BPI Europa Valor (BPIEV)
12. Caixagest Acções Europa (CAE)
13. Espírito Santo Acções Europa (ESAE)
14. MG Acções (MGA)
15. Santander Iberfundo Acções (SIA)

<b>Fundos Internacionais</b>
16. AF Mercados Emergentes (AFME)
17. AF Portfolio Internacional (AFPI)
18. BNU Internacional (BNUI)
19. BNU Oriente Crescimento (BNUOC)
20. BPI América (BPIA)
21. Espírito Santo Mercados Emergentes (ESME)

---

O número de fundos e o período amostral foram escolhidos de forma a que ambos fossem suficientes para que se possam retirar conclusões empíricas significativas<sup>84</sup>, tendo presente que o aumento de um implicaria a redução do outro e vice-versa. Estes fundos foram também seleccionados tendo em conta o facto de serem classificados como fundos de acções, e dentro destes divididos em fundos nacionais, União Europeia<sup>85</sup> e internacionais. O motivo da inclusão destes três tipos de fundos prende-se, como já foi referido anteriormente, por um lado, com a crescente internacionalização das carteiras dos investidores portugueses e, por outro, pelas possíveis conclusões que se possam retirar da comparação do desempenho entre os três grupos.

Na tabela 4.2 apresenta-se um resumo das características da amostra, relativamente à sua composição, durante o período amostral.

Em termos gerais, observa-se que, como seria de esperar, os fundos apresentam percentagens elevadas de investimento em acções nos respectivos segmentos (acções nacionais, União Europeia e internacionais) em que estão inseridos e valores relativamente baixos aplicados em activos sem risco<sup>86</sup>.

Relativamente aos fundos nacionais, pode observar-se que as suas características são muito similares. Os fundos apresentam valores elevados de investimento em acções portuguesas, com valores médios acima de 80% do valor líquido global (com excepção do fundo PA) e valores reduzidos de aplicações em activos sem risco. O fundo que mais investe nestes últimos activos é o PA, que também apresenta um dos menores valores líquidos globais médios. Os fundos com maior valor líquido global médio são o AFAP e o CV, que se distinguem claramente dos restantes neste aspecto.

---

<sup>84</sup> A amostra recolhida representa, em média, para o período seleccionado, cerca de 58% da quota de mercado dos FIM de acções portuguesas.

<sup>85</sup> A APFIN designa esta categoria por “Fundos de Acções da União Europeia, Suíça e Noruega”.

<sup>86</sup> Considere-se aqui activos sem risco, ou com um baixo risco, o investimento em liquidez, títulos de dívida pública e obrigações.

**Tabela 4.2. Síntese das características dos FIM da amostra**

Esta tabela mostra os valores médios<sup>87</sup>: da composição (em %) dos FIM que constituem a amostra; do Valor Líquido Global (VLG) dos FIM; e, da respectiva quota de mercado. A quota de mercado refere-se ao peso do VLG de cada fundo relativamente ao VLG de todos os FIM de ações.

<b>Fundos Nacionais</b>							
	Percentagem de ações:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
AFAP	88	1	0	7	1	113,7	5,1
BPAP	88	0	0	8	0	34,7	1,6
BNUA	89	0	0	11	0	21,2	1,0
BPIP	90	0	0	9	0	10,1	0,5
CV	88	0	0	8	0	131,2	6,2
PA	78	0	0	14	0	11,0	0,5
SAP	83	0	0	13	0	55,5	2,4
SCP	87	0	0	11	0	64,7	5,1

<b>Fundos União Europeia</b>							
	Percentagem de ações:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
AFE	0	87	8	6	0	140,9	5,9
BPIEC	0	81	9	11	0	83,6	3,7
BPIEV	44	39	3	15	0	177,1	8,9
CAE	1	82	9	4	1	82,9	4,1
ESAE	7	81	2	10	0	63,9	3,4
MGA	76	15	0	8	1	28,9	1,3
SIA	47	46	0	8	0	8,3	0,4

<b>Fundos Internacionais</b>							
	Percentagem de ações:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
AFME	0	10	74	18	0	32,2	1,7
AFPI	0	27	66	7	1	68,5	3,2
BNUI	3	46	41	11	0	18,3	0,9
BNUOC	13	2	64	22	1	11,1	0,5
BPIA	0	0	88	9	4	22,2	1,0
ESME	0	23	64	10	1	9,9	0,7

Fonte: Euronext Lisboa

<sup>87</sup> No anexo 4.1 apresentam-se valores mais detalhados.

Quanto aos fundos União Europeia, quatro deles continuam a apresentar valores elevados de acções (neste caso da União Europeia) nas suas carteiras, contudo, os restantes três aplicam baixos valores neste segmento de acções. A justificação para tal encontra-se no facto de, para o BPIEV e para o MGA, estes fundos terem sido classificados como fundos de acções nacionais até 1998 e 1999, respectivamente (esta situação é bem visível no anexo 4.1). Os fundos com maiores valores líquidos geridos são, neste grupo, o AFE e o BPIEV, sendo este último o que apresenta maior quota de mercado de toda a amostra.

Por último, os fundos de acções internacionais continuam a manter a tendência de um investimento significativo no segmento de acções (neste caso internacionais), apresentando, no entanto, o fundo BNUI uma percentagem baixa neste segmento. Neste grupo, o fundo com maior valor líquido global médio é o AFPI.

Uma das questões que tem sido recorrentemente debatida nos estudos sobre a avaliação do desempenho, e que tem a ver com a selecção da amostra, é o chamado *survivorship bias*, inicialmente abordado por Brown, Goetzmann, Ibbotson e Ross (1992). Este efeito ocorre porque, se se considerar apenas os fundos sobreviventes (os que, naturalmente, têm um desempenho superior), os resultados poderão ficar enviesados, e o desempenho dos fundos poderá ser sobrestimado. Contudo, embora o *survivorship bias* seja discutido na literatura, há uma discordância relativamente ao seu impacto nas estimativas de desempenho. Vários autores, entre os quais Grinblatt e Titman (1989b), Kao, Cheng e Chan (1998), Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic (2000) concluem, através do estudo deste fenómeno, que o seu efeito deve ser mínimo.

Por seu turno, Shukla e Trzcinka (1994) argumentam que o *survivorship bias* depende da capacidade dos investidores para penalizarem os gestores com baixos desempenhos. No entanto, em Portugal, assim como noutros países, não há evidência de que tal aconteça. Aliás, há autores, como por exemplo Gruber (1996), que questionam a razão pela qual os investidores continuam a investir em fundos com um desempenho persistentemente inferior.

Apesar deste fenómeno parecer ser reduzido na amostra seleccionada para este estudo, procurou ter-se a noção da sua dimensão. Assim, na tabela 4.3 apresentam-se dados relativos aos fundos de acções que foram liquidados durante o período da amostra.

**Tabela 4.3. Fundos de acções liquidados**

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Média
Número de fundos existentes (31/Dez)	28	36	53	71	76	75	57
Número de fundos liquidados	0	1	0	1	11 <sup>88</sup>	6 <sup>89</sup>	3
<b>Fundos liquidados (%)</b>	0,0	3,6	0,0	1,9	15,5	7,9	<b>4,8</b>

Fonte: APFIN

Como seria de esperar, a percentagem média de fundos extintos, nestes seis anos, é baixa. Note-se que, o número elevado de fundos liquidados em 2000 deve-se a dois factos: por um lado, o regulamento da CMVM n.º 19/2000 veio autorizar a fusão de fundos, facto que até aí não era permitido e, por outro, as fusões levadas a cabo entre fundos, deveram-se sobretudo às concentrações verificadas nos respectivos grupos bancários<sup>90</sup>, e não à penalização por fraco desempenho dos mesmos, como foi referido anteriormente<sup>91</sup>. Se se retirar o efeito das fusões, a percentagem média de fundos extintos baixa ainda mais, passando de 4,8 % para 2,2% ao ano. Desta forma, o efeito de *survivorship bias* ao nível das estimativas de desempenho deverá ser insignificante na amostra seleccionada para este estudo, pelo que não será considerado aquando da análise dos resultados.

<sup>88</sup> Dez destes fundos foram incorporados noutros (fusão de fundos).

<sup>89</sup> Um destes fundos foi incorporado noutro (fusão de fundos).

<sup>90</sup> Em Portugal, verifica-se uma grande dependência das SGFIM face aos respectivos bancos. Assim, as reestruturações observadas ao nível deste sector reflectem-se, inevitavelmente, na indústria dos fundos de investimento.

<sup>91</sup> Aliás, num estudo efectuado para o mercado português, Cortez, Paxson e Armada (1999) observam a persistência de fundos com desempenho negativo ("*cold hands*"), que se mantêm em actividade apesar destes resultados.

#### 4.2.2. Rendibilidade dos fundos de investimento

A informação necessária para o cálculo das rendibilidades dos fundos foi obtida através do sistema informático Dathis, da Euronext Lisboa.

O valor das unidades de participação incluem todos os dividendos recebidos<sup>92</sup> pelos fundos, tendo deduzidas as comissões de gestão e de depósito, e não as de subscrição e de resgate.

A rendibilidade mensal dos fundos é calculada de acordo com a seguinte expressão:

$$R_{c,t} = \frac{UP_t - UP_{t-1}}{UP_{t-1}} \quad (4.1)$$

onde,

$R_{c,t}$  = Rendibilidade mensal do fundo  $c$  no período  $t$ ;

$UP_t$  = Valor da unidade de participação (ajustada a dividendos) no período  $t$ ;

$UP_{t-1}$  = Valor da unidade de participação (ajustada a dividendos) no período  $t-1$ .

#### 4.2.3. Rendibilidade do mercado

Para o cálculo da rendibilidade do mercado são utilizados três índices de acções (ajustados a dividendos), considerados representativos da carteira de mercado, de cada um dos três grupos de fundos que constituem a amostra. Com efeito, e dada a importância da escolha do *benchmark* nos estudos de desempenho, procurou adequar-se o índice ao tipo de fundos da amostra. Assim, para os fundos de acções nacionais é usado o índice *Portugal Stock Index 30* (PSI 30)<sup>93</sup>, obtido junto da Euronext Lisboa. Para os fundos União Europeia e internacionais

---

<sup>92</sup> Todos os fundos da amostra são de capitalização.

<sup>93</sup> O índice PSI 30 é constituído por 30 acções admitidas no Mercado de Cotações Oficiais da Euronext Lisboa, emitidas por 30 sociedades diferentes, consideradas as mais representativas em termos de liquidez e de capitalização bolsista.

são utilizados, respectivamente, os índices *Europe* e *The World Index (WI)*<sup>94</sup>, obtidos através da *Morgan Stanley Capital International (MSCI)*.

A rendibilidade do mercado é calculada da seguinte forma:

$$R_{m,t} = \frac{I_{m,t} - I_{m,t-1}}{I_{m,t-1}} \quad (4.2)$$

onde,

$R_{m,t}$  = Rendibilidade mensal do mercado no período  $t$ ;

$I_{m,t}$  = Valor do índice de mercado (ajustado a dividendos) no período  $t$ ;

$I_{m,t-1}$  = Valor do índice de mercado (ajustado a dividendos) no período  $t-1$ .

As rendibilidades médias dos índices, assim como a evolução mensal do seu valor, são apresentadas no anexo 4.2.

#### 4.2.4. Taxa isenta de risco

Como aproximação à taxa isenta de risco é utilizada a *Lisbon Interbank Offered Rate (Lisbor)* a seis meses, anualizada. Esta informação foi facultada pelo Banco de Portugal. É considerada a respectiva proporcionalidade para a obtenção das taxas em termos mensais.

No anexo 4.3, pode ver-se a evolução dos valores da Lisbor a seis meses para o período estudado.

---

<sup>94</sup> O índice *Europe* é constituído pelos índices de acções dos seguintes países: Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Portugal, Reino Unido e Suécia. O índice *The World Index* é constituído pelos índices de acções dos mesmos países incluídos no índice *Europe*, excepto o Luxemburgo, e ainda pelos seguintes: Austrália, Canadá, Estados Unidos da América, Hong Kong, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Singapura e Suíça. (MSCI, Junho/2001)

Estes dois índices foram obtidos em dólares norte-americanos (USD), sendo posteriormente convertidos para escudos portugueses (PTE), através das taxas de câmbio usadas pela MSCI. Estas taxas de câmbio foram recolhidas através da base de dados Datastream.

### 4.3. Resultados empíricos

#### 4.3.1. Avaliação global dos fundos de investimento

Numa primeira abordagem, começa por analisar-se a rendibilidade dos fundos, ou melhor, a sua rendibilidade em excesso. O risco será depois considerado, por um lado, para se fazer um paralelismo com as respectivas rendibilidades dos fundos, por outro, incluindo-o no cálculo de medidas de avaliação do desempenho ajustadas ao risco, com particular destaque para a medida proposta por Jensen (1968).

Na tabela 4.4, observa-se que, em média, os fundos obtêm rendibilidades em excesso positivas relativamente à taxa isenta de risco (6,6% ao ano<sup>95</sup>), enquanto que relativamente ao mercado a rendibilidade em excesso é negativa (-5,3% ao ano), reflectindo desta forma a incapacidade dos fundos em superarem o mercado. Os fundos União Europeia são, para já, aqueles que apresentam um desempenho, relativamente ao mercado, menos negativo. Nesta primeira análise, o melhor fundo é o SAP e o pior o BNUOC.

As três últimas colunas da tabela 4.4 mostram que o risco de mercado dos fundos é claramente superior ao risco específico, sugerindo assim uma adequada diversificação das carteiras por parte dos gestores de fundos. Contrariamente ao que poderia ser esperado, à medida que a internacionalização dos fundos aumenta, o seu risco específico vai também aumentando. A justificação para este facto pode dever-se a dois aspectos. Por um lado, à medida que os fundos se internacionalizam torna-se mais difícil “acompanhar” a carteira (índice) de mercado, dado que esta vai contendo cada vez mais títulos. Por outro, note-se que muitos dos fundos União Europeia e internacionais que constituem a amostra investem apenas em determinado tipo de mercados<sup>96</sup>, não diminuindo, desta forma, o seu risco específico.

---

<sup>95</sup> Como aproximação das taxas anuais, as taxas mensais foram multiplicados por doze.

<sup>96</sup> É o caso, para os fundos União Europeia, v. g., dos fundos BPIEV, MGA e SIA. Repare-se que, como foi referido anteriormente, os dois primeiros foram classificados em fundos de acções nacionais até 1998 e 1999, respectivamente. Para os fundos internacionais, salientam-se os seguintes: AFME, BNUOC e ESME. Para um maior detalhe neste aspecto, consultar os prospectos dos respectivos fundos.

**Tabela 4.4. Rendibilidade em excesso e subdivisão do risco total dos fundos**

Esta tabela mostra as rendibilidades mensais em excesso médias dos fundos para o período da amostra, relativamente à taxa isenta de risco ( $R_{f,t}$ ) e à de mercado ( $R_{m,t}$ ). São apresentados ainda, para cada fundo, os riscos de mercado ( $\beta_c^2 \sigma_m^2$ ) e específico ( $\epsilon_c^2$ ) em percentagem do risco total ( $\sigma_c^2$ ) de cada fundo.

<b>Fundos Nacionais</b>					
	$R_{c,t}-R_{f,t}$	$R_{c,t}-R_{m,t}$	Risco de mercado	Risco específico	Risco total
AFAP	0,0070	-0,0032	90%	10%	0,0037
BPAP	0,0076	-0,0025	90%	10%	0,0039
BNUA	0,0064	-0,0038	88%	12%	0,0036
BPIP	0,0087	-0,0015	93%	7%	0,0042
CV	0,0049	-0,0053	88%	12%	0,0037
PA	-0,0029	-0,0131	75%	25%	0,0027
SAP	0,0122	0,0020	89%	11%	0,0036
SCP	0,0083	-0,0018	82%	18%	0,0036
<b>Média</b>	<b>0,0065</b>	<b>-0,0036</b>	<b>87%</b>	<b>13%</b>	<b>0,0036</b>

<b>Fundos União Europeia</b>					
	$R_{c,t}-R_{f,t}$	$R_{c,t}-R_{m,t}$	Risco de mercado	Risco específico	Risco total
AFE	0,0056	-0,0046	80%	20%	0,0026
BPIEC	0,0036	-0,0066	96%	4%	0,0021
BPIEV	0,0107	0,0005	64%	36%	0,0032
CAE	0,0067	-0,0035	89%	11%	0,0025
ESAE	0,0092	-0,0010	47%	53%	0,0015
MGA	0,0085	-0,0018	58%	42%	0,0031
SIA	0,0082	-0,0020	64%	36%	0,0031
<b>Média</b>	<b>0,0075</b>	<b>-0,0027</b>	<b>71%</b>	<b>29%</b>	<b>0,0026</b>

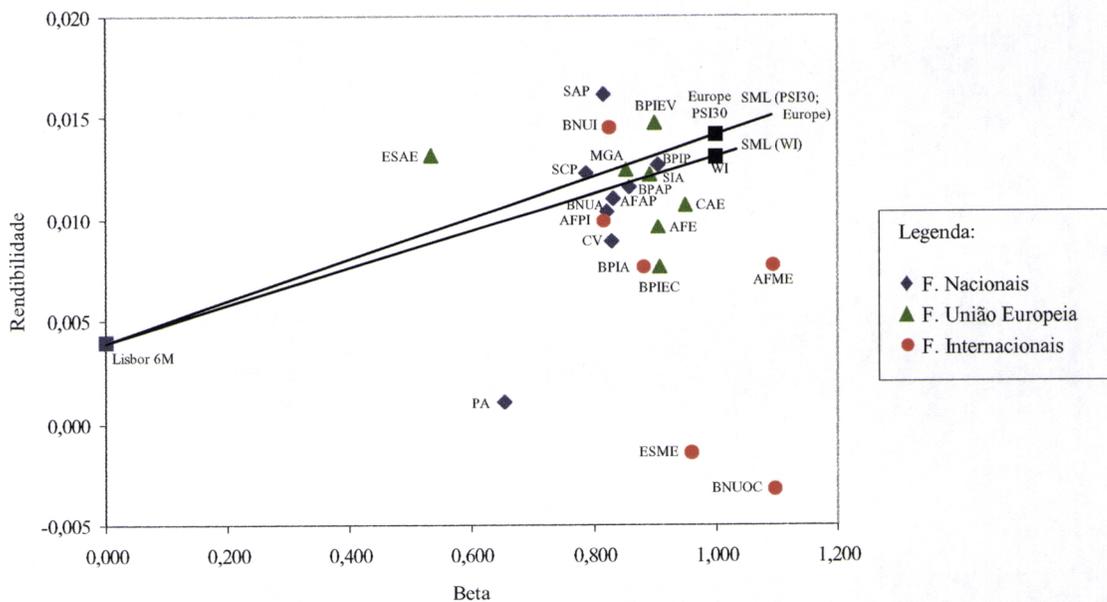
<b>Fundos Internacionais</b>					
	$R_{c,t}-R_{f,t}$	$R_{c,t}-R_{m,t}$	Risco de mercado	Risco específico	Risco total
AFME	0,0037	-0,0053	50%	50%	0,0068
AFPI	0,0059	-0,0032	77%	23%	0,0024
BNUI	0,0105	0,0014	62%	38%	0,0031
BNUOC	-0,0072	-0,0163	47%	53%	0,0072
BPIA	0,0037	-0,0054	74%	26%	0,0030
ESME	-0,0055	-0,0145	47%	53%	0,0056
<b>Média</b>	<b>0,0019</b>	<b>-0,0072</b>	<b>60%</b>	<b>40%</b>	<b>0,0047</b>

<b>TOTAL DA AMOSTRA</b>					
	$R_{c,t}-R_{f,t}$	$R_{c,t}-R_{m,t}$	Risco de mercado	Risco específico	Risco total
<b>Média</b>	<b>0,0055</b>	<b>-0,0044</b>	<b>74%</b>	<b>26%</b>	<b>0,0036</b>

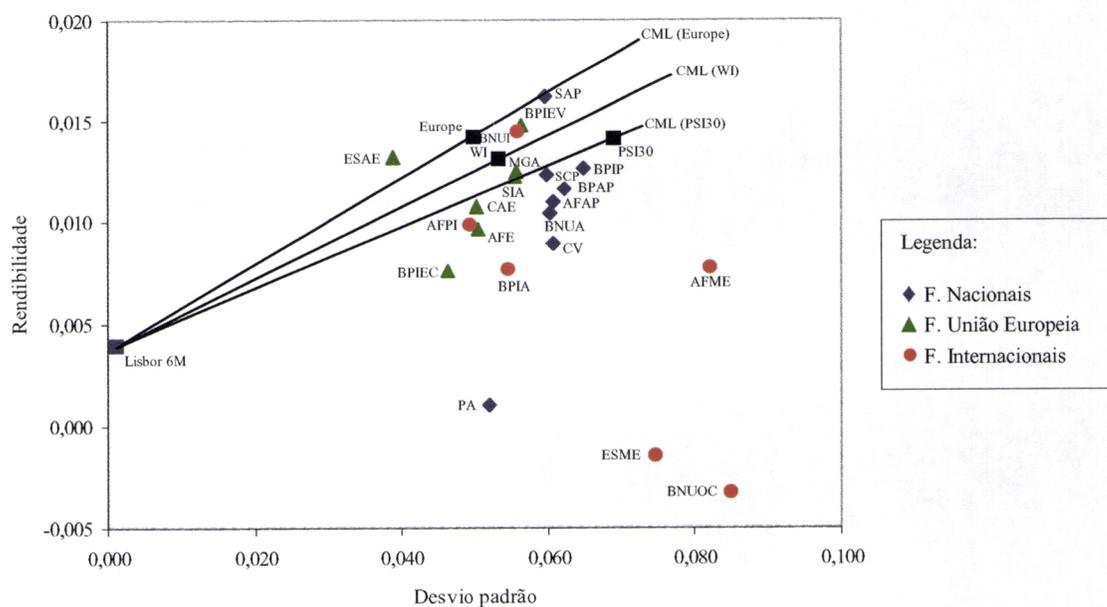
Dada a importância da incorporação do risco na avaliação do desempenho, de seguida, através

das figuras 4.1 e 4.2, pode analisar-se conjuntamente a rendibilidade e o risco dos fundos.

**Figura 4.1. Risco dos fundos (beta<sup>97</sup>) versus rendibilidade - Medida de Treynor**



**Figura 4.2. Risco dos fundos (desvio padrão<sup>98</sup>) versus rendibilidade - Medida de Sharpe**



<sup>97</sup> Corresponde ao  $\beta_c$  calculado através da equação de 2.9.

<sup>98</sup> Note-se que, o desvio padrão corresponde à raiz quadrada do risco total apresentado na tabela 4.4.

Enquanto na primeira figura surge o beta como medida de risco (sistemático ou de mercado), na segunda o desvio padrão representa o risco total dos fundos. A dispersão dos fundos em ambos os gráficos é similar, reflectindo o facto do risco sistemático se aproximar do risco total, facto esse que tem a ver com o nível de diversificação atingido pelos fundos, já referido anteriormente.

Seria de esperar que os fundos que exibem um maior (menor) risco também apresentassem maiores (menores) rendibilidades. No entanto, tal apenas se verifica para alguns fundos (v. g., ESAE e SAP), ou seja, para aqueles que constituem carteiras eficientes. Outros (v. g., ESME e BNUOC), apresentam baixas rendibilidades (mesmo negativas) para elevados níveis de risco, desta forma representando carteiras ineficientes.

As rectas traçadas na figura 4.1 (*Security Market Line*) e figura 4.2 (*Capital Market Line*), para cada índice de mercado seleccionado como *benchmark*, em cada um dos três grupos, permitem medir o desempenho global relativo dos fundos da amostra, em termos da medida de Treynor (1965) e de Sharpe (1966), respectivamente.

Note-se que, como consequência do reduzido risco específico, tanto a medida de Treynor como a de Sharpe conduzem a resultados similares acerca do desempenho dos fundos. No anexo 4.4 é evidente esta situação, onde apenas dois fundos (SCP e BPIEV) mostram desempenho positivo com a medida de Treynor e negativo com a de Sharpe, o que poderá dever-se à composição pouco diversificada das suas carteiras. Relativamente aos restantes fundos, os resultados de ambas as medidas conduzem às mesmas conclusões acerca do desempenho. De resto, o cálculo do *Spearman's Rank Correlation Coefficient*<sup>99</sup>, que permite a comparação da ordenação dos fundos, conduz a um valor deste coeficiente de 96%, revelando que as diferenças entre as ordenações dos fundos utilizando uma ou outra medida são muito pequenas.

<sup>99</sup> A fórmula para o cálculo do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* é dada por:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}{n(n^2 - 1)},$$

onde,  $x_i$  é a ordem da  $i$ ésima variável  $x$ ;  $y_i$  é a ordem da  $i$ ésima variável  $y$ ; e,  $n$  é o número de valores a ordenar.

Em termos globais, os fundos evidenciam desempenhos inferiores relativamente aos respectivos *benchmarks*. Note-se que, apenas três fundos (SAP, ESAE e BNUI), um em cada grupo de fundos, revelam desempenhos superiores em ambas as medidas ajustadas ao risco. De referir ainda que, os fundos com menor desempenho global (com exceção do fundo PA) são aqueles que mais risco assumem (BNUOC, ESME e AFME).

Ao passo que as medidas de Treynor e de Sharpe apenas avaliam o desempenho relativo dos fundos, a medida proposta por Jensen mede o desempenho em termos absolutos, ou seja, permite quantificar as diferenças de rentabilidade obtidas pelos fundos, relativamente às indicadas pelo CAPM.

A tabela 4.5 apresenta as estimativas da medida de Jensen ( $\hat{\alpha}_c$ ) e da medida de risco sistemático ( $\hat{\beta}_c$ ), obtidas através da equação 2.9.

**Tabela 4.5. Medida de Jensen para o período global**

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	-0,0014	-0,62	0,83	24,59 ++	0,90	604,44 ++
BPAP	-0,0011	-0,48	0,86	25,93 ++	0,91	672,29 ++
BNUA	-0,0019	-0,79	0,82	23,10 ++	0,88	533,84 ++
BPIP	-0,0005	-0,27	0,91	30,63 ++	0,93	938,20 ++
CV	-0,0035	-1,42	0,83	23,07 ++	0,88	532,36 ++
PA	-0,0096	-3,07 --	0,65	14,53 ++	0,75	211,10 ++
SAP	0,0039	1,64	0,82	23,86 ++	0,89	569,07 ++
SCP	0,0003	0,11	0,79	18,20 ++	0,83	331,11 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0017</b>	<b>(0,0038)</b>	<b>0,81</b>	<b>(0,07)</b>	<b>0,87</b>	<b>(0,06)</b>
N.º fundos:	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%)	2 (25%)				

(Continua)

Fundos União Europeia						(Continuação)
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0036	-1,31	0,91	16,66 ++	0,80	277,50 ++
BPIEC	-0,0057	-4,84 --	0,91	39,33 ++	0,96	1546,82 ++
BPIEV	0,0015	0,38	0,90	11,16 ++	0,64	124,52 ++
CAE	-0,0030	-1,49	0,95	23,87 ++	0,89	569,96 ++
ESAE	0,0037	1,10	0,53	7,97 ++	0,48	63,48 ++
MGA	-0,0003	-0,06	0,85	9,93 ++	0,58	98,67 ++
SIA	-0,0009	-0,22	0,89	11,29 ++	0,65	127,54 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0012</b>	<b>(0,0032)</b>	<b>0,85</b>	<b>(0,14)</b>	<b>0,71</b>	<b>(0,17)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	2 (29%)				

Fundos Internacionais						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	-0,0062	-0,89	1,10	8,41 ++	0,50	70,76 ++
AFPI	-0,0015	-0,53	0,82	15,50 ++	0,77	240,32 ++
BNUI	0,0030	0,71	0,83	10,59 ++	0,62	112,25 ++
BNUOC	-0,0172	-2,32 -	1,10	7,94 ++	0,47	62,98 ++
BPIA	-0,0044	-1,31	0,88	14,31 ++	0,75	204,76 ++
ESME	-0,0142	-2,16 -	0,96	7,86 ++	0,47	61,83 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0067</b>	<b>(0,0076)</b>	<b>0,95</b>	<b>(0,13)</b>	<b>0,60</b>	<b>(0,14)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	1 (17%)				

TOTAIS DA AMOSTRA					
	$\hat{\alpha}_c$		$\hat{\beta}_c$		R <sup>2</sup>
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0030</b>	<b>(0,0054)</b>	<b>0,86</b>	<b>(0,12)</b>	<b>0,74</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	5 (24%)			
	Rejeitam $\alpha_c = 0$	4- 2--	Rejeitam $\beta_c = 0$	21+ 21++	

- (-) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

A medida de Jensen mostra um desempenho global bastante fraco da grande maioria dos fundos. De facto, para qualquer dos três grupos de fundos, as estimativas médias de  $\alpha_c$  são negativas, sendo quatro delas significativamente negativas a 5%, e destas, duas a 1%<sup>100</sup>. Neste contexto, os resultados obtidos sugerem que estes fundos não evidenciam capacidades de superar as rendibilidades indicadas para o seu nível de risco, ou seja, não mostram capacidade de selectividade. Desta forma, os resultados são consistentes com a generalidade dos estudos sobre o desempenho de fundos, os quais apoiam a hipótese da eficiência dos mercados.

<sup>100</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do t tabelado para 70 graus de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 1,99 e 2,65, respectivamente.

De referir ainda que, os únicos fundos (cinco) com desempenho positivo, embora não significativo, são exactamente aqueles que apresentam desempenho superior para a medida de Treynor. A esta situação não é alheio o facto de ambas as medidas usarem o beta (risco sistemático) como medida de risco e a SML como padrão de comparação.

Como já se viu na figura 4.1, os níveis de risco sistemático ( $\hat{\beta}_c$ ) são elevados, com um valor médio de 0,86 e significativos a 1% para todos os fundos<sup>101</sup>. A forte componente accionista<sup>102</sup> da generalidade dos fundos, assim como a evolução positiva do mercado accionista durante grande parte do período analisado (1996 a 1999)<sup>103</sup>, poderão ter contribuído para um elevado valor deste parâmetro. Repare-se que, apesar deste valor ser alto, a generalidade dos fundos podem ser classificados como defensivos ( $\hat{\beta}_c < 1$ ), e apenas dois como agressivos ( $\hat{\beta}_c > 1$ )<sup>104</sup>, sendo estes últimos (AFME e BNUOC), conjuntamente com o fundo ESME ( $\hat{\beta}_c = 0,96$ ), os que mais baixo desempenho apresentam, tal como já foi verificado anteriormente.

Os valores elevados do beta reflectem-se ao nível do coeficiente de determinação ( $R^2$ ), apresentando este também valores altos e significativos. Em termos globais, a regressão explica cerca de 74% da rendibilidade dos fundos, o que mostra a qualidade da regressão utilizada. Note-se, no entanto, que o  $R^2$  é mais elevado para a categoria de fundos nacionais e menor para as duas restantes, o que poderá dever-se, neste último caso, ao problema do *benchmark* adequado e ao facto de alguns fundos União Europeia só em anos recentes terem sido classificados nesta categoria.

A subdivisão do período global em dois subperíodos de igual duração permite obter outras informações acerca do comportamento dos fundos. Assim, no anexo 4.5 são apresentados os resultados da aplicação da equação 2.9 para o subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12) e para o subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12).

---

<sup>101</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do t tabelado para 70 graus de liberdade com um nível de significância de 1% é 2,65.

<sup>102</sup> Ver tabela 4.2 e anexo 4.1.

<sup>103</sup> Ver anexo 4.2.

<sup>104</sup> Recorde-se que, quanto maior é o valor do beta maior é a sensibilidade dos fundos às variações do mercado.

Através da comparação dos resultados dos dois subperíodos, pode observar-se que o desempenho dos fundos continua a mostrar-se fraco. A estimativa de  $\alpha_c$  média no subperíodo 1 é mais baixa que no subperíodo 2, levando um maior número de fundos (cinco) a rejeitar  $H_0: \alpha_c=0$  negativamente, com um nível de confiança de 95%, ao passo que no subperíodo 2 apenas um fundo rejeita a hipótese nula, com o mesmo nível de confiança. Apesar de o desempenho global parecer ser inferior no primeiro subperíodo, o número de fundos (onze) que revelam capacidades positivas de seleccionar títulos é superior. Este facto faz com que a dispersão das estimativas de  $\alpha_c$  seja superior no subperíodo 1, que se reflecte no maior valor do seu desvio padrão (0,0103).

Repare-se ainda que, a generalidade dos fundos aumentam a sua exposição ao mercado no segundo subperíodo, com especial referência para os fundos internacionais que, em média, apresentam betas superiores a um. Tal poderá dever-se ao facto do segundo subperíodo incluir uma fase<sup>105</sup> de grande euforia nos mercados bolsistas, a qual esteve relacionada com o “boom” das empresas da chamada “Nova Economia”. É interessante observar que o único grupo de fundos (União Europeia) que baixa o risco sistemático (de 0,89 para 0,77) é também aquele que vê todos os seus fundos apresentarem desempenhos negativos<sup>106</sup>, sendo um deles significativamente negativo, com um nível de significância de 5%.

Os resultados agora obtidos parecem mostrar que o nível de risco sistemático não se mantém constante de um subperíodo para outro, e que este facto, entre outros, influencia o desempenho dos fundos. Efectivamente, o aumento do nível de risco sistemático parece ter melhorado ligeiramente a capacidade de selectividade, pelo menos em termos de significância estatística e do valor médio estimado de  $\alpha_c$ .

Uma nova análise aos anexos 4.2 e 4.3 mostra que, durante os quatro primeiros anos do período estudado, o mercado se encontrava em alta e nos dois restantes em baixa<sup>107</sup>. Assim, poderá questionar-se a razão do aumento do risco sistemático para o subperíodo 2, já que apesar do ano de 1999 se apresentar favorável para aumentar a exposição ao mercado, já os

---

<sup>105</sup> Últimos meses de 1999 e início de 2000.

<sup>106</sup> Este fundos baixam as estimativas de  $\alpha_c$ , de 1,6% para -5,2%, em termos anuais, do subperíodo 1 para o subperíodo 2.

<sup>107</sup> Considera-se mercado em alta quando  $R_{m,t} > R_{f,t}$ , e mercado em baixa quando  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ .

anos de 2000 e 2001 indicam exactamente o contrário. Assim, dado que os anos que constituem o primeiro subperíodo se apresentam claramente como de mercado em alta, será que não teria sido mais indicado assumir um risco superior para este primeiro subperíodo? Será que os gestores estão a reagir tardiamente à evolução do mercado? Estas questões evidenciam que o desempenho dos gestores de fundos não depende apenas da sua capacidade de seleccionar títulos, mas também da capacidade de prever os movimentos do mercado e ajustar o nível de risco em conformidade. Neste contexto, os resultados sugerem que se deverão explorar estas componentes do desempenho no âmbito de outra estrutura teórica que considere, pelo menos teoricamente, ambas as capacidades: selectividade e *timing*. Na secção seguinte aplicar-se-á a metodologia de Henriksson e Merton (1981) a fim de identificar ambas as capacidades já referidas.

#### 4.3.2. Análise das capacidades de selectividade e *market timing*

A avaliação das duas componentes do desempenho global dos fundos de investimento será efectuada mediante a aplicação dos testes não paramétricos (capacidade de *timing*) e dos testes paramétricos (capacidades de selectividade e *timing*) da metodologia de Henriksson e Merton (1981), desenvolvida no capítulo 3.

Dado os testes não paramétricos não exigirem a adopção de qualquer modelo específico de avaliação de activos, serão estes os inicialmente aplicados. O objectivo base destes testes é a medição das capacidades de previsão (*market timing*) dos gestores, sendo para tal indispensável que se obtenham as previsões dos gestores relativamente à evolução do mercado<sup>108</sup>. No entanto, como já foi referido anteriormente, esta informação não está disponível, pelo que será utilizada uma *proxy* para as mesmas, através da comparação das rendibilidades dos fundos com as rendibilidades de uma estratégia passiva<sup>109</sup>. Neste contexto, estes testes deixam de avaliar apenas a capacidade de *market timing*, passando a avaliar a

---

<sup>108</sup> Previsão de mercado em alta ( $R_{m,t} > R_{f,t}$ ) ou de mercado em baixa ( $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ).

<sup>109</sup> Definida dentro dos moldes apresentados no capítulo anterior.

capacidade global dos gestores ou, de outra forma, a capacidade dos fundos em superarem a rendibilidade da estratégia passiva.

Os resultados dos testes não paramétricos, através da aplicação das expressões 3.4, 3.5 e 3.6, são apresentados na tabela 4.6. Os valores das estimativas de  $P_{1,t}+P_{2,t}$  e as respectivas significâncias estatísticas parecem indicar que os fundos têm uma capacidade de previsão claramente positiva. Todos os fundos evidenciam estimativas de  $P_{1,t}+P_{2,t}$  superiores a um, o que reflecte a sua capacidade de previsão face à estratégia passiva. Grande parte deles exibem valores significativos a um nível de significância de 1%, em praticamente todas as cinco situações apresentadas na tabela 4.6. O número de fundos com valores significativos de  $\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t}$  apenas se apresenta mais reduzido quando os testes não paramétricos são aplicados à subamostra de pequena magnitude, e neste caso apenas para os fundos União Europeia e internacionais.

**Tabela 4.6. Testes não paramétricos de Henriksson e Merton (1981)**

Esta tabela mostra as estimativas de  $P_{1,t}+P_{2,t}$  para o período global (1996/01 a 2001/12), para o subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12), para o subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12) e para a amostra dividida por pequenas e grandes magnitudes de  $|x_t|$ , tomando como referência o valor mediano de  $|x_t|$ .  $H_0: P_{1,t}+P_{2,t}=1$

		Fundos Nacionais				
		$\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t}$				
		Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude
AFAP		1,86 ++	1,81 ++	1,92 ++	1,72 ++	2,00 ++
BPAP		1,83 ++	1,78 ++	1,92 ++	1,67 ++	2,00 ++
BNUA		1,91 ++	1,96 ++	1,92 ++	1,83 ++	2,00 ++
BPIP		1,83 ++	1,78 ++	1,92 ++	1,67 ++	2,00 ++
CV		1,86 ++	1,81 ++	1,92 ++	1,72 ++	2,00 ++
PA		1,73 ++	1,74 ++	1,83 ++	1,50 ++	1,95 ++
SAP		1,85 ++	1,74 ++	1,92 ++	1,72 ++	2,00 ++
SCP		1,86 ++	1,85 ++	1,83 ++	1,78 ++	1,93 ++
<b>Média (D. padrão)</b>		<b>1,84</b> (0,05)	<b>1,81</b> (0,07)	<b>1,90</b> (0,04)	<b>1,70</b> (0,10)	<b>1,99</b> (0,03)
N.º fundos $\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t} > 1$ (%)		8 (100%)	8 (100%)	8 (100%)	8 (100%)	8 (100%)
N.º fundos rejeitam $H_0$ :		8+ 8++	8+ 8++	8+ 8++	8+ 8++	8+ 8++

(Continua)

**Fundos União Europeia** (Continuação)

	$\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t}$					
	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude	
AFE	1,83 ++	1,80 ++	1,80 ++	1,71 ++	1,95 ++	
BPIEC	1,90 ++	1,93 ++	1,85 ++	1,81 ++	2,00 ++	
BPIEV	1,56 ++	1,41	1,63 ++	1,25	1,84 ++	
CAE	1,81 ++	1,89 ++	1,78 ++	1,71 ++	1,93 ++	
ESAE	1,58 ++	1,73 ++	1,49 +	1,39	1,79 ++	
MGA	1,58 ++	1,52 +	1,53 ++	1,35	1,81 ++	
SIA	1,67 ++	1,68 ++	1,58 ++	1,53 +	1,81 ++	
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>1,71 (0,14)</b>	<b>1,71 (0,19)</b>	<b>1,66 (0,14)</b>	<b>1,54 (0,21)</b>	<b>1,88 (0,08)</b>	
N.º fundos $\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t} > 1$ (%):	7 (100%)	7 (100%)	7 (100%)	7 (100%)	7 (100%)	
N.º fundos rejeitam $H_0$ :	7+ 7++	6+ 5++	7+ 6++	4+ 3++	7+ 7++	

**Fundos Internacionais**

	$\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t}$					
	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude	
AFME	1,49 ++	1,37	1,61 ++	1,06	1,96 ++	
AFPI	1,84 ++	1,84 ++	1,84 ++	1,72 ++	1,96 ++	
BNUI	1,73 ++	1,62 ++	1,84 ++	1,60 ++	1,92 ++	
BNUOC	1,61 ++	1,58 ++	1,63 ++	1,29	1,92 ++	
BPIA	1,74 ++	1,72 ++	1,76 ++	1,57 ++	1,92 ++	
ESME	1,44 ++	1,49 ++	1,40	1,07	1,83 ++	
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>1,64 (0,16)</b>	<b>1,60 (0,16)</b>	<b>1,68 (0,17)</b>	<b>1,38 (0,29)</b>	<b>1,92 (0,05)</b>	
N.º fundos $\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t} > 1$ (%):	6 (100%)	6 (100%)	6 (100%)	6 (100%)	6 (100%)	
N.º fundos rejeitam $H_0$ :	6+ 6++	5+ 5++	5+ 5++	3+ 3++	6+ 6++	

**TOTAIS DA AMOSTRA**

	$\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t}$					
	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude	
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>1,73 (0,14)</b>	<b>1,71 (0,16)</b>	<b>1,74 (0,16)</b>	<b>1,55 (0,23)</b>	<b>1,92 (0,07)</b>	
N.º fundos $\hat{P}_{1,t} + \hat{P}_{2,t} > 1$ (%):	21 (100%)	21 (100%)	21 (100%)	21 (100%)	21 (100%)	
N.º fundos rejeitam $H_0$ :	21+ 21++	19+ 18++	20+ 19++	15+ 14++	21+ 21++	

- (-) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

Contudo, os resultados da tabela anterior devem ser interpretados com cuidado. Note-se que, da forma em que os testes não paramétricos são elaborados, parece que estes captam melhor a capacidade de previsão dos fundos relativamente a determinada estratégia (neste caso, a estratégia passiva) do que propriamente o seu desempenho global!

No anexo 4.6 encontra-se calculado o coeficiente de correlação entre a rendibilidade dos fundos e a rendibilidade da estratégia passiva. Verifica-se uma relação positiva muito próxima entre este coeficiente e os valores estimados de  $P_{1,t}+P_{2,t}$ . Efectivamente, os fundos/grupos de fundos que exibem um maior (menor) coeficiente de correlação são simultaneamente aqueles que evidenciam uma maior (menor) capacidade de previsão. Veja-se, v. g., o caso dos fundos nacionais, que ao apresentarem os maiores coeficientes de correlação, exibem também o maior número de fundos com capacidades significativas positivas. O inverso verifica-se com os fundos internacionais. Uma análise idêntica pode ser efectuada comparando os resultados obtidos aquando do estudo de cada uma das cinco situações. Neste aspecto, destacam-se os menores coeficientes de correlação para a amostra dividida em pequena magnitude de  $|x_t|$ , onde a capacidade de previsão também é menor.

Em face desta análise, parece que os fundos têm uma boa capacidade de previsão, ou melhor, demonstram aptidão para seguirem de perto a estratégia passiva definida. No entanto, o facto das previsões correctas e incorrectas dos gestores relativamente ao mercado não estarem disponíveis parece limitar a utilização dos testes não paramétricos para a medição da capacidade de *timing* e mesmo da capacidade global dos fundos<sup>110</sup>. Dada esta dificuldade, e uma vez que é propósito deste trabalho avaliar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores, de seguida aplicar-se-ão os testes paramétricos da metodologia de Henriksson e Merton (1981) que, embora assumindo um determinado modelo de avaliação de activos (CAPM), permitem medir as contribuições individuais da selectividade e do *timing* para o desempenho global dos fundos.

Na tabela 4.7 encontram-se as estimativas de selectividade ( $\hat{\alpha}_c$ ) e *timing* ( $\hat{\beta}_{2c}$ ) dos fundos da amostra para o período global, obtidas através da aplicação da expressão 3.8.

Desde logo, é de realçar o fraco desempenho dos fundos, tanto ao nível das capacidades de seleccionar títulos como de prever a evolução do mercado.

---

<sup>110</sup> Consistente com Armada (1992), que refere não se poderem usar os testes não paramétricos dado o não conhecimento das previsões dos gestores.

**Tabela 4.7. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o período global**

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0034	0,95	0,75	13,54 ++	-0,189	-1,78	0,90	313,14 ++
BPAP	0,0016	0,44	0,81	14,76 ++	-0,103	-0,98	0,91	336,42 ++
BNUA	0,0015	0,38	0,77	12,95 ++	-0,132	-1,17	0,89	269,04 ++
BPIP	-0,0008	-0,25	0,91	18,31 ++	0,009	0,10	0,93	462,47 ++
CV	0,0013	0,35	0,75	12,67 ++	-0,189	-1,67	0,89	274,44 ++
PA	-0,0011	-0,23	0,52	7,09 ++	-0,331	-2,38 -	0,77	115,46 ++
SAP	0,0064	1,73	0,77	13,57 ++	-0,097	-0,89	0,89	284,07 ++
SCP	0,0032	0,68	0,74	10,24 ++	-0,111	-0,80	0,83	165,03 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0019</b>	<b>(0,0024)</b>	<b>0,75</b>	<b>(0,11)</b>	<b>-0,143</b>	<b>(0,098)</b>	<b>0,88</b>	<b>(0,05)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 6 (75%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 1 (13%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = 0,20$								

Fundos União Europeia (Continuação)								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0035	-0,73	0,90	8,17 ++	-0,005	-0,03	0,80	136,77 ++
BPIEC	-0,0044	-2,16 -	0,88	18,74 ++	-0,063	-0,80	0,96	769,67 ++
BPIEV	-0,0013	-0,19	0,97	5,93 ++	0,136	0,49	0,64	61,71 ++
CAE	-0,0012	-0,35	0,91	11,22 ++	-0,086	-0,63	0,89	282,73 ++
ESAE	0,0044	0,75	0,52	3,80 ++	-0,032	-0,14	0,48	31,31 ++
MGA	-0,0023	-0,31	0,90	5,18 ++	0,098	0,33	0,59	48,76 ++
SIA	-0,0022	-0,31	0,93	5,75 ++	0,061	0,23	0,65	62,93 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0015</b>	<b>(0,0028)</b>	<b>0,86</b>	<b>(0,15)</b>	<b>0,016</b>	<b>(0,084)</b>	<b>0,71</b>	<b>(0,17)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 1 (14%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 3 (43%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,09$								

Fundos Internacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	0,0009	0,06	0,94	3,30 ++	-0,308	-0,63	0,51	35,27 ++
AFPI	-0,0051	-0,96	0,90	7,83 ++	0,158	0,79	0,78	119,84 ++
BNUI	0,0033	0,41	0,82	4,81 ++	-0,014	-0,05	0,62	55,33 ++
BNUOC	-0,0264	-1,87	1,30	4,33 ++	0,400	0,77	0,48	31,60 ++
BPIA	-0,0091	-1,45	0,99	7,38 ++	0,208	0,90	0,75	102,49 ++
ESME	0,0044	0,36	0,55	2,09 +	-0,811	-1,79	0,49	33,49 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0053</b>	<b>(0,0115)</b>	<b>0,92</b>	<b>(0,25)</b>	<b>-0,061</b>	<b>(0,438)</b>	<b>0,60</b>	<b>(0,13)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 3 (50%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 3 (50%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,76$								

(Continua)

TOTALIS DA AMOSTRA				(Continuação)
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	R <sup>2</sup>
Média (D. padrão)	<b>-0,0013</b> (0,0068)	<b>0,83</b> (0,18)	<b>-0,067</b> (0,241)	<b>0,74</b> (0,17)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 10 (48%) Rejeitam $\alpha_c=0$ : 1- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=0$ : 21+ 20++	$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 7 (33%) Rejeitam $\beta_{2c}=0$ : 1- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=\beta_{2c}=0$ : 21+ 21++
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,64$				

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

Relativamente à selectividade, menos de metade dos fundos obtêm estimativas positivas de  $\alpha_c$ . Em qualquer dos casos, no entanto, nenhum desses valores é significativamente positivo. Contrariamente, a maioria apresenta valores negativos de  $\hat{\alpha}_c$ , sendo um deles (BPIEC) significativamente negativo a um nível de significância de 5%<sup>111</sup>.

Dos três grupos de fundos analisados, apenas os fundos nacionais evidenciam alguma capacidade de selectividade (2,3% ao ano). Inversamente, os fundos internacionais mostram valores negativos (-6,4% ao ano) para esta medida do desempenho. Em termos individuais, o fundo SAP é o que demonstra melhor capacidade de selecção de títulos<sup>112</sup> e o BNUOC é o que se destaca claramente pela negativa neste aspecto<sup>113</sup>.

Em termos gerais, a incapacidade demonstrada pelos gestores de fundos em detectarem correctamente títulos sub ou sobreavaliados está de acordo com os resultados obtidos pela maioria dos estudos de avaliação de desempenho. Algumas das excepções correspondem aos trabalhos de Fletcher (1995) para fundos do Reino Unido e Kao, Cheng e Chan (1998) para fundos internacionais norte-americanos, onde os autores identificam uma boa capacidade de selectividade para os fundos que constituíram as amostras.

Relativamente ao risco sistemático, todos os fundos exibem valores estimados de  $\beta_{1c}$  elevados, facto que já foi observado na tabela 4.5 (aquando do cálculo da medida de Jensen). Contudo, parece que, em geral, o beta dos fundos é ligeiramente superior quando o *timing* é

<sup>111</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do *t* tabelado para 69 graus de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 2 e 2,65, respectivamente.

<sup>112</sup> O mesmo fundo que obteve o melhor desempenho global, aquando da aplicação da medida de Jensen (1968).

<sup>113</sup> O mesmo fundo que obteve o pior desempenho global, aquando da aplicação da medida de Jensen (1968).

ignorado (0,86 com a medida de Jensen e 0,83 com a equação 3.8 de Henriksson e Merton). Inversamente, as estimativas de  $\alpha_c$  mostram-se mais baixas com a medida de Jensen (-3,6% ao ano) do que com a equação 3.8 de Henriksson e Merton (-1,6% ao ano). A tendência para a medida de Jensen apresentar valores mais baixos para a selectividade, relativamente aos indicados pelo modelo de Henriksson e Merton (1981), foi também evidenciada, como se viu aquando da revisão da literatura, por outros estudos empíricos [v. g., Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984) e Armada (1992)]. Assim, parece que a medida de Jensen tende a subestimar a contribuição da selectividade para o desempenho global, reflectindo o facto de que o valor de  $\hat{\beta}_{2c}$  é, em média, negativo para o modelo de Henriksson e Merton (1981).

Em termos da contribuição da componente de *timing* para o desempenho global, os resultados são ainda mais fracos. Apenas um terço dos fundos obtém estimativas positivas de  $\beta_{2c}$ . Este facto reflecte-se num valor médio deste parâmetro de -0,067, para o qual muito contribuem os fundos nacionais com um valor de -0,143. Os fundos União Europeia são os que melhor desempenho obtêm nesta componente, com um valor de 0,016. O fundo BNUOC destaca-se pela positiva, demonstrando uma boa capacidade de previsão dos movimentos do mercado<sup>114</sup>. Pelo contrário, o fundo PA é o único cuja componente de *timing* é significativamente negativa a um nível de significância de 5%<sup>115</sup>, sendo o segundo com menor valor de  $\hat{\beta}_{2c}$ .

Estes últimos resultados continuam a estar de acordo com a grande maioria dos estudos já realizados. Excepção feita a alguns, como seja a investigação de Santos (1995) que, ao utilizar a metodologia de Elton e Gruber (1991), detecta uma capacidade significativamente positiva de *timing* para os gestores de fundos portugueses.

As duas últimas colunas da tabela anterior mostram valores elevados do coeficiente de determinação, sendo todos significativos a um nível de significância de 1%<sup>116</sup>, indicando que a regressão aplicada explica adequadamente a rendibilidade dos fundos.

---

<sup>114</sup> De realçar que este fundo foi o que menor valor de selectividade apresentou.

<sup>115</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do *t* tabelado para 69 graus de liberdade com um nível de significância de 5% é de 2.

<sup>116</sup>  $F_{2, 69}(1\%)=4,93$

Importa ainda analisar o coeficiente de correlação entre selectividade e *timing* ( $\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$ ), de forma a permitir avaliar a propensão dos gestores em obterem valores positivos/negativos em ambas as componentes, ou valores de sinal contrário.

Globalmente, verifica-se uma acentuada correlação negativa (-0,64) entre as duas componentes. De facto, 81% dos fundos (ver tabela 4.11) exibem sinais contrários para estas duas medidas, indicando que os gestores que demonstram capacidade de selectividade não o conseguem para actividades de *timing* e vice-versa. É interessante observar que à medida que os fundos se vão internacionalizando o coeficiente de correlação mostra-se mais negativo (note-se que, todos os fundos internacionais que exibem valores positivos para a selectividade, apresentam valores negativos para o *timing* e vice-versa). Se esta correlação negativa se deve mais a actividades de especialização, então parece que os gestores de fundos internacionais estão mais interessados na especialização numa das componentes do que os gestores de fundos nacionais ou mesmo os dos fundos União Europeia. Esta aparente especialização dos gestores de fundos internacionais parece existir assim, não só ao nível de determinados mercados, como já se verificou anteriormente, mas também a nível de capacidades de gestão de carteiras.

A possível dificuldade dos gestores de fundos em obterem, simultaneamente, resultados positivos em selectividade e *timing*, foi também verificada em aplicações anteriores desta metodologia, como é o caso das investigações de Henriksson (1984) para fundos norte-americanos, de Armada (1992) e Fletcher (1995) para fundos do Reino Unido, de Vieira (1995) para fundos de pensões portuguesas e de Kao, Cheng e Chan (1998) para fundos internacionais norte-americanos. Mais à frente, ir-se-á abordar melhor esta questão.

Henriksson e Merton (1981), além da equação 3.8, sugerem também como alternativa a aplicação da equação 3.12, para a medição das capacidades de selectividade e *timing*. Apesar de, como foi referido no capítulo 3, esta última ser uma transformação linear da primeira<sup>117</sup>, ela permite elucidar, de uma forma intuitiva, o comportamento dos gestores quanto ao seu

---

<sup>117</sup> Recorde-se que  $\beta_{1c}^* = \beta_{1c} - \beta_{2c}$ ,  $\beta_{2c}^* = \beta_{2c}$  e  $\alpha_c^* = \alpha_c$ .

desempenho, particularmente para a análise da componente de *timing*. Os resultados da aplicação desta regressão alternativa encontram-se no anexo 4.7.

Se na tabela 4.7, os valores de  $\hat{\beta}_{2c}$  parecem indicar que os gestores não têm capacidade de prever os movimentos do mercado, no anexo 4.7 este facto torna-se mais evidente. As estimativas de  $\hat{\beta}_{1c}$  revelam o risco sistemático assumido pelos gestores quando o mercado se encontra em baixa, e o  $\hat{\beta}_{2c}$ , o risco sistemático para quando o mercado está em alta. Em termos globais, o beta para o mercado em baixa (0,90) é superior ao do mercado em alta (0,83), sendo que a maior diferença entre  $\hat{\beta}_{2c}$  e  $\hat{\beta}_{1c}$  verifica-se para os fundos nacionais (-0,14)<sup>118</sup> que, como já foi evidenciado pelos resultados da equação 3.8, são realmente aqueles que menor capacidade de *timing* demonstram. De facto, parece que, contrariamente ao que seria racional, os gestores aumentam a exposição das suas carteiras ao mercado quando este está em baixa e fazem o inverso quando o mercado se encontra em alta. Esta situação é frequentemente designada por “*perverse timing*”. Resultados semelhantes foram observados por Henriksson (1984) e Chang e Lewellen (1984) para fundos norte-americanos e Armada (1992) para fundos do Reino Unido, através da utilização do mesmo modelo.

Após a análise dos resultados obtidos para o período global, importa agora verificar se os mesmos se mantêm ao longo de todo o período estudado. Assim, decidiu dividir-se o período global em dois subperíodos de igual duração. O primeiro, de Janeiro de 1996 a Dezembro de 1998 e o segundo, de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2001. As estimativas dos parâmetros da equação 3.8, para o primeiro e segundo subperíodos, encontram-se nas tabelas 4.8 e 4.9, respectivamente.

---

<sup>118</sup> É neste grupo que se encontra o único fundo (PA) com uma diferença significativa entre  $\hat{\beta}_{2c}$  e  $\hat{\beta}_{1c}$ , sendo neste caso significativamente negativa a 5%.

**Tabela 4.8. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o subperíodo 1**

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para o subperíodo de 1996/01 a 1998/12.

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0072	1,28	0,67	8,61 ++	-0,212	-1,47	0,89	129,48 ++
BPAP	0,0059	1,01	0,75	9,22 ++	-0,149	-0,99	0,89	135,24 ++
BNUA	0,0039	0,64	0,68	7,98 ++	-0,192	-1,22	0,87	108,43 ++
BPIP	0,0002	0,04	0,86	10,69 ++	-0,017	-0,11	0,90	156,14 ++
CV	0,0034	0,61	0,71	8,94 ++	-0,169	-1,16	0,89	131,57 ++
PA	0,0000	0,00	0,36	4,28 ++	-0,351	-2,24 -	0,76	51,91 ++
SAP	0,0106	1,83	0,70	8,70 ++	-0,101	-0,68	0,87	115,05 ++
SCP	0,0056	0,74	0,65	6,23 ++	-0,126	-0,65	0,79	61,41 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0046</b>	<b>(0,0035)</b>	<b>0,67</b>	<b>(0,14)</b>	<b>-0,165</b>	<b>(0,097)</b>	<b>0,86</b>	<b>(0,05)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 8 (100%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 0 (0%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = 0,23$								

Fundos União Europeia								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	0,0025	0,40	0,72	5,26 ++	-0,094	-0,42	0,78	58,80 ++
BPIEC	-0,0056	-1,92	0,84	13,29 ++	-0,060	-0,58	0,96	354,48 ++
BPIEV	0,0020	0,18	1,12	4,65 ++	0,024	0,06	0,71	39,44 ++
CAE	-0,0018	-0,42	0,88	9,63 ++	-0,092	-0,61	0,92	192,02 ++
ESAE	0,0079	1,12	0,60	3,93 ++	-0,043	-0,17	0,65	31,00 ++
MGA	0,0073	0,71	0,90	4,10 ++	-0,179	-0,50	0,70	38,24 ++
SIA	0,0114	1,54	0,82	5,14 ++	-0,224	-0,86	0,80	64,57 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0034</b>	<b>(0,0059)</b>	<b>0,84</b>	<b>(0,16)</b>	<b>-0,095</b>	<b>(0,083)</b>	<b>0,79</b>	<b>(0,11)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 5 (71%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 1 (14%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,55$								

Fundos Internacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	-0,0049	-0,31	0,74	2,28 +	-0,739	-1,33	0,62	27,05 ++
AFPI	-0,0016	-0,20	0,76	4,69 ++	0,187	0,68	0,69	37,19 ++
BNUI	0,0069	0,78	0,68	3,70 ++	-0,058	-0,19	0,67	32,78 ++
BNUOC	-0,0359	-1,77	1,20	2,83 ++	0,338	0,47	0,44	12,96 ++
BPIA	-0,0044	-0,59	0,73	4,63 ++	0,176	0,65	0,69	36,40 ++
ESME	-0,0057	-0,38	0,48	1,54 ++	-0,847	-1,59	0,55	20,21 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0076</b>	<b>(0,0146)</b>	<b>0,76</b>	<b>(0,24)</b>	<b>-0,157</b>	<b>(0,510)</b>	<b>0,61</b>	<b>(0,10)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 1 (17%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 3 (50%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,33$								

(Continua)

TOTAIS DA AMOSTRA				(Continuação)
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	R <sup>2</sup>
Média (D. padrão)	<b>0,0007</b> (0,0099)	<b>0,76</b> (0,18)	<b>-0,139</b> (0,267)	<b>0,76</b> (0,14)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 14 (67%) Rejeitam $\alpha_c=0$ : 0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=0$ : 20+ 19++	$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 4 (19%) Rejeitam $\beta_{2c}=0$ : 1- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=\beta_{2c}=0$ : 21+ 21++
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,24$				

- (-) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

**Tabela 4.9. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o subperíodo 2**

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para o subperíodo de 1999/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0026	0,58	0,88	10,64 ++	-0,159	-1,03	0,92	196,07 ++
BPAP	-0,0011	-0,24	0,90	11,03 ++	-0,044	-0,29	0,92	188,58 ++
BNUA	0,0001	0,02	0,94	11,16 ++	0,012	0,08	0,92	182,79 ++
BPIP	-0,0010	-0,34	1,02	18,49 ++	0,082	0,80	0,97	472,70 ++
CV	0,0022	0,40	0,80	7,98 ++	-0,246	-1,31	0,88	122,38 ++
PA	0,0021	0,42	0,87	9,11 ++	-0,197	-1,10	0,90	149,24 ++
SAP	0,0058	1,29	0,87	10,30 ++	-0,123	-0,78	0,92	177,80 ++
SCP	0,0037	0,68	0,91	8,87 ++	-0,062	-0,33	0,88	124,02 ++
Média (D. padrão)	<b>0,0018</b> (0,0024)		<b>0,90</b> (0,06)		<b>-0,092</b> (0,110)		<b>0,91</b> (0,03)	
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 6 (75%)				$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 2 (25%)			
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,55$								

Fundos União Europeia								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0072	-1,02	1,10	6,23 ++	0,095	0,31	0,83	82,08 ++
BPIEC	-0,0029	-1,08	0,96	14,34 ++	-0,042	-0,37	0,97	497,62 ++
BPIEV	-0,0085	-1,13	0,75	3,98 ++	0,282	0,87	0,60	24,28 ++
CAE	-0,0007	-0,11	0,95	6,36 ++	-0,062	-0,24	0,86	99,93 ++
ESAE	0,0006	0,06	0,34	1,42	-0,082	-0,20	0,26	5,94 ++
MGA	-0,0157	-1,46	0,88	3,24 ++	0,487	1,05	0,44	12,89 ++
SIA	-0,0170	-1,44	0,98	3,31 ++	0,413	0,81	0,49	15,84 ++
Média (D. padrão)	<b>-0,0073</b> (0,0070)		<b>0,85</b> (0,25)		<b>0,156</b> (0,238)		<b>0,64</b> (0,26)	
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 1 (14%)				$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 4 (57%)			
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,97$								

(Continua)



Fundos Internacionais							(Continuação)	
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	0,0022	0,11	1,29	2,79 ++	0,310	0,38	0,48	15,18 ++
AFPI	-0,0064	-0,94	1,02	6,92 ++	0,100	0,39	0,87	108,97 ++
BNUI	0,0011	0,08	0,96	3,21 ++	0,029	0,05	0,60	25,20 ++
BNUOC	-0,0177	-0,90	1,49	3,48 ++	0,529	0,70	0,56	20,67 ++
BPIA	-0,0109	-1,28	1,25	6,75 ++	0,228	0,70	0,85	94,56 ++
ESME	0,0136	0,70	0,69	1,63	-0,714	-0,95	0,49	15,99 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0030</b>	(0,0110)	<b>1,12</b>	(0,28)	<b>0,080</b>	(0,427)	<b>0,64</b>	(0,17)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	3 (50%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%):	5 (83%)		
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,85$								

TOTAIS DA AMOSTRA								
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	R <sup>2</sup>				
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0026</b>	(0,0079)	<b>0,94</b>	(0,23)	<b>0,040</b>	(0,281)	<b>0,74</b>	(0,22)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	10 (48%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%):	11 (52%)		
	Rejeitam $\alpha_c=0$ :	0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=0$ :	19+ 19++	Rejeitam $\beta_{2c}=0$ :	0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=\beta_{2c}=0$ :	21+ 21++
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,88$								

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

Quanto à capacidade de selectividade, apesar do número de fundos que apresentam valores positivos de  $\hat{\alpha}_c$  ser superior no subperíodo 1 (14 fundos) relativamente ao subperíodo 2 (10 fundos), nenhum deles consegue rejeitar a hipótese nula<sup>119</sup> de inexistência de capacidade de seleccionar títulos sub ou sobreavaliados. Assim, o fundo BPIEC, que no período global apresenta selectividade significativamente negativa a um nível de 5%, em nenhum dos dois subperíodos a situação se volta a verificar.

O risco sistemático, medido pelo  $\hat{\beta}_{1c}$ , aumenta praticamente em todos os fundos do primeiro para o segundo subperíodo<sup>120</sup>, com valores médios de 0,76 e 0,94, respectivamente. Este pode ser um indício de que os gestores tentam antecipar os movimentos do mercado e adaptar as suas carteiras em conformidade. Será que esta decisão foi adequada? A análise da capacidade de *timing* poderá dar uma indicação!

<sup>119</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do **t** tabelado para 33 graus de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 2,04 e 2,73, respectivamente.

<sup>120</sup> Situação também verificada aquando da aplicação da medida de Jensen.

Efectivamente, os resultados mostram uma evolução positiva da capacidade de *timing* dos gestores do primeiro para o segundo subperíodo. Enquanto, no primeiro, apenas quatro fundos obtêm estimativas de  $\beta_{2c}$  positivas (19% dos fundos) e um fundo (PA) obtém valores significativamente negativos a um nível de 5%<sup>121</sup>, no segundo, onze fundos (52%) mostram  $\hat{\beta}_{2c}$  positivos e nenhum rejeita a hipótese nula de nenhuma capacidade de previsão dos movimentos do mercado. Note-se, no entanto, que esta melhoria não invalida o facto dos gestores continuarem a não evidenciar capacidades de *timing*!

A questão levantada no final da secção 4.3.1., e que se refere à possível resposta tardia dos gestores aos movimentos do mercado, apesar de se continuarem a revelar alguns indícios deste facto<sup>122</sup>, este não pode ser confirmado na totalidade<sup>123</sup>. Contudo, é consistente com a não existência de capacidades de *timing* e mesmo de “*perverse timing*” por parte dos gestores.

O coeficiente de determinação, à imagem do que se verifica no período global, continua a evidenciar valores elevados e significativos a um nível de significância de 1%<sup>124</sup>.

A correlação negativa entre selectividade e *timing* acentua-se substancialmente do primeiro (-0,24) para o segundo subperíodo (-0,88), ou seja, parece que os gestores aumentam a sua especialização numa das componentes do desempenho, ou então tornam mais clara a incapacidade para obterem desempenhos positivos em ambas as componentes.

Os resultados sugerem que a alteração da estratégia de investimento por parte dos gestores, através do aumento do risco sistemático e de uma maior especialização, inverte os resultados de selectividade e *timing* do primeiro para o segundo subperíodo. Enquanto no primeiro, o

---

<sup>121</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do *t* tabelado para 33 graus de liberdade com um nível de significância de 5% é de 2,04.

<sup>122</sup> Repare-se que, como já tinha sido verificado aquando da aplicação da medida de Jensen, os fundos continuam a mostrar betas mais baixos para o primeiro subperíodo (onde a evolução do mercado é mais positiva) e betas superiores para o segundo subperíodo (onde o mercado se apresenta, em geral, em baixa, exceptuando o ano de 1999). Assim, parece que os gestores se aperceberam demasiado tarde da evolução positiva do mercado e depois não revelaram capacidade de reduzir os betas para os anos de 2000 e 2001.

<sup>123</sup> A divisão do período global em apenas dois subperíodos de igual duração não permite retirar esta conclusão de forma mais segura.

<sup>124</sup>  $F_{2, 33}(1\%)=5,31$

valor da selectividade é, em termos globais, de 0,8% ao ano e o de *timing* de -0,139, no segundo, os valores são de -3,1% ao ano e de 0,040, respectivamente. Note-se que, apesar destes resultados, os fundos continuam a não evidenciar capacidades de selectividade e *timing* em qualquer dos subperíodos, já que apenas um fundo rejeita a hipótese nula de nenhuma capacidade de *timing* a um nível de 5% para o primeiro subperíodo, e negativamente. De qualquer forma, parece haver alguns sinais de que o valor das capacidades dos gestores não se mantém constante do primeiro para o segundo subperíodo<sup>125</sup>.

Uma outra análise interessante será conhecer a capacidade de previsão dos gestores para pequenas e grandes magnitudes de movimentos do mercado. Pretende-se assim, estudar melhor, essencialmente, a capacidade de *timing* dos mesmos. Neste sentido, a amostra foi dividida em duas subamostras (tendo como referência o valor mediano da magnitude absoluta da rendibilidade em excesso do mercado) e aplicada novamente a equação 3.8. Os resultados obtidos encontram-se no anexo 4.8.

Nenhum dos fundos apresenta capacidades significativas de selectividade ou *timing* em qualquer das subamostras<sup>126</sup>. Em termos de valores estimados, a capacidade de selectividade é praticamente a mesma nas duas subamostras e o valor de  $\hat{\beta}_{2c}$  é superior para maiores variações do mercado (apesar de negativo para ambas), o que indica uma melhor aptidão para os gestores preverem grandes variações do valor da carteira de mercado do que pequenas. De um ponto de vista lógico, compreendem-se estes resultados!

O anexo 4.8 evidencia, ainda, que os gestores aumentam o nível de risco sistemático das carteiras (de 0,63 para 0,83) quando aumenta a magnitude dos movimentos do mercado, e que o modelo aplicado explica uma maior proporção da rendibilidade dos fundos para grandes variações ( $R^2=0,82$ ) do que para pequenas ( $R^2=0,45$ ) variações do mercado.

Cabe aqui uma referência específica para o fundo BNUOC. Repare-se que ele tem vindo a evidenciar a pior capacidade de selectividade e a melhor capacidade de *timing*. No entanto,

---

<sup>125</sup> Na secção 4.3.4. poderão confirmar-se estes indícios, através da aplicação do teste de permanência da estrutura de Chow (1960).

<sup>126</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do *t* tabelado para 33 graus de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 2,04 e 2,73, respectivamente.

desta última análise, torna-se claro que esta capacidade superior de previsão dos movimentos do mercado advém unicamente da maior aptidão dos gestores deste fundo para detectarem grandes magnitudes de movimentos do mercado ( $\hat{\beta}_{2c} = 1,495$ ), já que para pequenas magnitudes os resultados são bastante negativos ( $\hat{\beta}_{2c} = -2,282$ ). Este fundo parece ser também um dos mais agressivamente/defensivamente geridos. Repare-se que é dos que apresenta maiores oscilações do seu risco sistemático ao longo dos vários cenários analisados, com um destaque especial para as pequenas e grandes magnitudes do mercado, onde o seu beta é de -0,32 e 1,95, respectivamente.

Em termos gerais, parece que, efectivamente, as maiores e menores variações do mercado não afectam significativamente as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores.

Em face da análise agora efectuada, parece que os gestores de fundos de investimento não demonstram capacidades de selectividade e *timing*, além de se verificar uma correlação negativa entre as duas componentes. Henriksson (1984) avançou, como já foi referido aquando da revisão da literatura, com algumas possíveis explicações para este último fenómeno. A causa mais provável poderia ser, segundo este autor, a deficiente especificação do modelo expresso pela equação 3.8, que influenciaria os valores da selectividade e do *timing*. Assim, dada a importância desta questão, ela será abordada na secção seguinte deste trabalho.

#### **4.3.3. O modelo de Henriksson e Merton (1981) no contexto da Teoria de Equilíbrio por Arbitragem**

A eventual especificação deficiente do modelo base de Henriksson e Merton (1981) poderá ser ultrapassada através da utilização de uma versão multifactor do mesmo. Assim, seguindo os procedimentos de Henriksson (1984), será incluído um segundo factor (além da carteira de mercado) na equação 3.8, que servirá como *proxy* tanto para os títulos de risco não incluídos

nos índices de mercado (PSI 30, *Europe* e *The World Index*)<sup>127</sup> como para os factores relevantes omitidos no modelo base de Henriksson e Merton (1981). Este segundo factor é definido como:

$$F_t = R_{cm} - R_{f,t} - \beta_{cm} x_t \quad (4.1)$$

onde,

$R_{cm,t}$  = Rendibilidade média de cada um dos três grupos de fundos (nacionais, União Europeia e internacionais) no período  $t$ ;

$R_{f,t}$  = Rendibilidade do activo isento de risco no período  $t$ ;

$x_t = R_{m,t} - R_{f,t}$ ;

$\beta_{cm}$  = Risco sistemático da carteira média, determinado através da seguinte expressão:

$$R_{cm,t} - R_{f,t} = \alpha_{cm} + \beta_{cm} x_t + \varepsilon_{c,t} \quad (4.2)$$

Para o período global da amostra (1996/01 a 2000/12), o  $\hat{\beta}_{cm}$  é de 0,81, 0,85 e 0,95, e o  $\hat{\alpha}_c$  de -0,0017, -0,0012 e -0,0067 para os fundos nacionais, União Europeia e internacionais, respectivamente<sup>128</sup>.

Neste contexto, a versão multifactor do modelo de Henriksson e Merton (1981) pode ser expressa como:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c} x_t + \beta_{2c} y_t + \delta_{1c} F_t + \delta_{2c} G_t + \varepsilon_{c,t} \quad (4.3)$$

onde,

<sup>127</sup> Como se viu aquando da revisão bibliográfica, a utilização de *proxies* como aproximação à carteira de mercado pode causar erros de medição do desempenho. No entanto, o universo das oportunidades de investimento dos fundos não deve ter características muito diferentes dos títulos incluídos nos três índices utilizados como *benchmarks* (particularmente para os fundos nacionais). Porém, tal pode verificar-se em determinados momentos no tempo, provocado pela alteração das estratégias dos gestores.

<sup>128</sup> Valores que coincidem, como seria de esperar, com os valores médios dos respectivos parâmetros, aquando da utilização da medida de Jensen (tabela 4.5).

$$G_t = \max(0, -F_t)$$

Desta forma,  $\alpha_c$  representa a capacidade de selectividade dos gestores de fundos;  $\beta_{1c}$  e  $\delta_{1c}$ , a sensibilidade dos fundos ao mercado e ao segundo factor, respectivamente; e,  $\beta_{2c}$  e  $\delta_{2c}$ , a capacidade de *timing* dos gestores relativamente ao mercado e ao segundo factor, respectivamente.

A tabela 4.10 apresenta os resultados da aplicação da expressão 4.3 aos fundos da amostra, durante o período global.

O segundo factor incluído na equação 3.8 parece ter um papel importante na explicação da rendibilidade da grande maioria dos fundos. Note-se que, dezoito e dezassete fundos da amostra exibem estimativas de  $\hat{\delta}_{1c}$  significativamente positivas a um nível de 5% e 1%<sup>129</sup>, respectivamente. Os seus valores bastante significativos sugerem que, na equação 3.8, a carteira de mercado é deficientemente especificada e/ou são omitidos factores relevantes no modelo. Os valores significativos deste parâmetro são, ainda, consistentes com a existência de estratégias de investimento similares entre os fundos<sup>130</sup>, denominadas na literatura por “*herding behaviour*”, de resto já verificadas por exemplo por Lobão e Serra (2002) para a indústria de fundos de investimento em Portugal, e para o período de 1998 a 2000.

Os valores de  $\hat{\delta}_{2c}$  mostram que os fundos não evidenciam capacidade de *timing* relativamente ao segundo factor. Apenas um fundo (CAE) obtém uma estimativa significativamente positiva deste parâmetro, a um nível de significância de 1%.

A comparação dos resultados apresentados na tabela 4.7 (equação 3.8) com os da tabela 4.10 (equação 4.3), no que diz respeito à capacidade de selectividade e *timing* do mercado, mostra que as diferenças não são substancialmente significativas. O número de fundos com valores de  $\hat{\alpha}_c$  positivos são iguais em ambas (10 fundos) e apenas um fundo (SAP) apresenta capacidade de selectividade significativamente positiva a um nível de 1%, quando é

---

<sup>129</sup> Considerando um teste bilateral, o valor do *t* tabelado para 67 graus de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 2 e 2,65, respectivamente.

<sup>130</sup> Recorde-se que, este segundo factor representa a rendibilidade em excesso de uma carteira com rendibilidade correspondente à média das rendibilidades dos fundos.

**Tabela 4.10. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global**

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \delta_{1c}F_t + \delta_{2c}G_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais												
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0020	1,16	0,82	32,20 ++	-0,040	-0,83	0,92	8,28 ++	-0,110	-0,63	0,98	912,71 ++
BPAP	-0,0001	-0,07	0,87	30,34 ++	0,033	0,60	0,92	7,33 ++	-0,029	-0,15	0,98	743,44 ++
BNUA	-0,0013	-0,69	0,82	28,98 ++	0,000	-0,01	1,13	9,12 ++	0,184	0,95	0,98	720,28 ++
BPIP	-0,0018	-0,75	0,96	27,61 ++	0,122	1,83	0,68	4,46 ++	-0,099	-0,42	0,97	549,37 ++
CV	-0,0017	-0,91	0,80	28,53 ++	-0,062	-1,16	1,17	9,51 ++	0,252	1,31	0,98	746,14 ++
PA	-0,0061	-1,76	0,55	10,86 ++	-0,236	-2,43 -	1,43	6,46 ++	0,687	1,98	0,90	155,29 ++
SAP	0,0065	3,49 ++	0,85	31,15 ++	0,081	1,53	0,72	6,04 ++	-0,468	-2,50 -	0,98	752,36 ++
SCP	0,0025	1,14	0,83	25,71 ++	0,104	1,67	1,04	7,34 ++	-0,416	-1,88	0,97	534,30 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0000</b>	<b>(0,0037)</b>	<b>0,81</b>	<b>(0,12)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,116)</b>	<b>1,00</b>	<b>(0,25)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,375)</b>	<b>0,97</b>	<b>(0,03)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%)	3 (38%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%)	4 (50%)	$\hat{\delta}_{1c} > 0$ (%)	8 (100%)	$\hat{\delta}_{2c} > 0$ (%)	3 (38%)		
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = 0,67$												

Fundos União Europeia												
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0049	-1,12	0,87	9,71 ++	-0,059	-0,39	1,15	4,07 ++	0,546	1,19	0,88	121,02 ++
BPIEC	-0,0039	-1,66	0,88	18,36 ++	-0,060	-0,75	0,09	0,57	-0,058	-0,24	0,96	390,67 ++
BPIEV	0,0051	0,78	1,00	7,53 ++	0,185	0,83	0,74	1,76	-0,923	-1,36	0,78	60,16 ++
CAE	-0,0061	-2,08 -	0,85	14,04 ++	-0,184	-1,81	1,27	6,65 ++	1,187	3,85 ++	0,94	284,57 ++
ESAE	0,0041	0,66	0,50	3,93 ++	-0,066	-0,31	0,93	2,33 +	0,293	0,45	0,59	23,64 ++
MGA	0,0018	0,33	0,90	8,29 ++	0,093	0,51	1,57	4,58 ++	-0,297	-0,53	0,85	96,28 ++
SIA	0,0040	0,90	0,95	10,35 ++	0,091	0,59	1,25	4,35 ++	-0,748	-1,60	0,90	143,02 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0000</b>	<b>(0,0048)</b>	<b>0,85</b>	<b>(0,16)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,127)</b>	<b>1,00</b>	<b>(0,48)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,741)</b>	<b>0,84</b>	<b>(0,13)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%)	4 (57%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%)	3 (43%)	$\hat{\delta}_{1c} > 0$ (%)	7 (100%)	$\hat{\delta}_{2c} > 0$ (%)	3 (43%)		
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = 0,78$												

(Continua)

(Continuação)

Fundos Internacionais												
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\delta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	0,0074	0,88	0,98	6,32 ++	-0,215	-0,81	1,74	5,85 ++	0,202	0,47	0,86	103,87 ++
AFPI	-0,0059	-1,12	0,89	9,29 ++	0,176	1,07	0,62	3,37 ++	0,301	1,12	0,85	95,46 ++
BNUI	0,0014	0,18	0,81	5,48 ++	0,009	0,03	0,91	3,20 ++	0,497	1,20	0,73	44,53 ++
BNUOC	-0,0102	-1,14	1,39	8,50 ++	0,523	1,86	1,27	4,02 ++	-0,693	-1,51	0,85	97,45 ++
BPIA	-0,0038	-0,52	1,02	7,69 ++	0,233	1,03	-0,04	-0,15	-0,411	-1,11	0,77	55,16 ++
ESME	0,0110	1,31	0,59	3,79 ++	-0,726	-2,75 --	1,50	5,05 ++	0,103	0,24	0,83	83,26 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0000</b>	<b>(0,0081)</b>	<b>0,95</b>	<b>(0,27)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,432)</b>	<b>1,00</b>	<b>(0,65)</b>	<b>0,000</b>	<b>(0,456)</b>	<b>0,82</b>	<b>0,06</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%)	3 (50%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%)	4 (67%)	$\hat{\delta}_{1c} > 0$ (%)	5 (83%)	$\hat{\delta}_{2c} > 0$ (%)	4 (67%)		
	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$	= -0,96										

TOTAIS DA AMOSTRA

	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\delta}_{1c}$	$\hat{\delta}_{2c}$	R <sup>2</sup>		
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,86</b>	<b>0,000</b>	<b>1,00</b>	<b>0,000</b>	<b>0,88</b>		
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%)	10 (48%)	$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%)	11 (52%)	$\hat{\delta}_{1c} > 0$ (%)	20 (95%)	$\hat{\delta}_{2c} > 0$ (%)	10 (48%)
	Rejeitam $\alpha_c = 0$ : 1- 1+ 1++	Rejeitam $\beta_{1c} = 0$ : 21+ 21+++	Rejeitam $\beta_{2c} = 0$ : 2- 1--	Rejeitam $\delta_{1c} = 0$ : 18+ 17+++	Rejeitam $\delta_{2c} = 0$ : 1- 1+ 1++	Rejeitam $\beta_{1c} = \beta_{2c} = \delta_{1c} = \delta_{2c} = 0$ : 21+ 21+++		
	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$	= -0,47						

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

utilizada a equação 4.3. Quanto à capacidade de *timing*, por um lado, a inclusão do segundo factor parece ter, de alguma forma, melhorado esta capacidade, dado que o número de fundos com valores positivos de  $\hat{\beta}_{2c}$  aumenta de sete para onze. Por outro, enquanto os resultados da equação 3.8 mostram apenas o fundo PA com estimativa significativamente negativa, os da equação 4.3 conduzem a que o fundo ESME apresente também estimativa de *timing* negativa, e a um nível de 1%. Assim, a capacidade dos gestores para preverem os movimentos de mercado parece ser inexistente, independentemente da equação utilizada.

Em termos globais, a correlação negativa entre selectividade e *timing*, verificada através do modelo base de Henriksson e Merton (1981), não é explicada, pelo menos totalmente, pela não inclusão de um segundo factor. Efectivamente, a correlação negativa verificada na tabela 4.7 (-0,64) continua a manter-se (-0,47), embora em menor grau. No entanto, uma análise mais atenta à correlação verificada nos três grupos de fundos, através da tabela 4.11, abaixo apresentada, permite obter outras informações.

**Tabela 4.11. Resumo da correlação entre selectividade e *timing***

Esta tabela mostra a percentagem de fundos com sinais contrários de selectividade e *timing*, assim como o coeficiente de correlação entre ambos, para o modelo base de Henriksson e Merton (1981) (equação 3.8) e para o mesmo modelo com a inclusão do segundo factor (equação 4.3) durante o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos	Modelo base de HM(1981)		Modelo de HM(1981) com o segundo factor	
	Fundos com sinais contrários (%)	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$	Fundos com sinais contrários (%)	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
Nacionais	88%	0,20	50%	0,67
União Europeia	57%	-0,09	14%	0,78
Internacionais	100%	-0,76	83%	-0,96
<b>Total da amostra</b>	<b>81%</b>	<b>-0,64</b>	<b>48%</b>	<b>-0,47</b>

Os dados da tabela anterior indicam que, para os fundos nacionais e União Europeia, a não inclusão do segundo factor poderá ser, de facto, uma das causas da correlação negativa. Repare-se que estes dois grupos baixam substancialmente a percentagem de fundos com sinais contrários de selectividade e *timing*, quando o segundo factor é incluído (passando de 88% para 50% e de 57% para 14%, respectivamente). Consistente com estes valores, os coeficientes de correlação sobem de 0,20 para 0,67 e de -0,09 para 0,78, respectivamente.

Quanto aos fundos internacionais, a não inclusão do segundo factor parece que, realmente, não justifica a correlação negativa, aumentando inclusivamente (de -0,76 para -0,96) quando é aplicada a equação 4.3. Assim, a possível explicação levantada na secção anterior, relativa à existência de maiores actividades de especialização deste grupo de fundos, parece ficar agora mais clara.

Considerando a correlação negativa para a amostra total, os resultados agora obtidos são, em geral, similares aos de Henriksson (1984) e Armada (1992), através da utilização da mesma versão multifactor do modelo de Henriksson e Merton (1981). Estes autores detectam também indícios de uma deficiente especificação da carteira de mercado e/ou da omissão de factores relevantes no modelo base de Henriksson e Merton (1981), assim como evidência de “*herding behaviour*”.

Armada (1992) coloca, ainda, duas hipóteses para a acentuada correlação entre selectividade e *timing*: as duas capacidades não são independentes, e assim sendo, não é possível separá-las nem obter medidas adequadas e independentes para ambas, ou então, existem erros de estimativa nas variáveis do modelo.

#### **4.3.4. Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear**

Os resultados obtidos nas duas secções anteriores, através da aplicação da metodologia de Henriksson e Merton (1981), poderão ser colocados em causa se estiverem a ser violadas premissas do modelo de regressão linear. Assim, ir-se-á, de seguida, analisar tais premissas, no sentido de se corrigirem eventuais anomalias que possam ter implicações nas inferências obtidas.

O modelo de regressão linear assume que a relação expressa através da equação 3.8 se mantém ao longo do período analisado, ou seja, os parâmetros da regressão são constantes. No entanto, faz sentido questionar esta assunção quando existem mudanças na estrutura da relação entre a variável dependente e as variáveis independentes, mudanças estas que se

traduzem em alterações nos parâmetros da regressão. O teste de Chow (1960), também chamado de permanência da estrutura, permite avaliar estatisticamente se o conjunto dos coeficientes nos dois subperíodos são iguais entre si ou se, pelo contrário, são diferentes. Para a elaboração do teste, procede-se como se segue:

1) Hipótese a testar:

$H_0$ : Não há mudança estrutural

2) Calcula-se a estatística:

$$F = \frac{\frac{e'e - (e'e_1 + e'e_2)}{k}}{\frac{e'e_1 + e'e_2}{n_1 + n_2 - 2k}} \sim F_{(k, n_1 + n_2 - 2k)}$$

onde,

$e'e$  = Soma dos quadrados dos resíduos da regressão para o período global;

$e'e_1$  = Soma dos quadrados dos resíduos da regressão para o subperíodo 1;

$e'e_2$  = Soma dos quadrados dos resíduos da regressão para o subperíodo 2;

$n_1$  = Número de observações para o subperíodo 1;

$n_2$  = Número de observações para o subperíodo 2;

$k$  = Número de parâmetros a estimar.

3) Rejeitar  $H_0$ , para um determinado nível de significância, se  $F_{\text{estatístico}} > F_{\text{tabela}}$ .

Os resultados do teste de Chow (1960), apresentados na tabela 4.12, mostram uma ligeira evidência de instabilidade dos parâmetros nos dois subperíodos, onde seis fundos rejeitam a hipótese nula de permanência da estrutura a um nível de significância de 5% e dois a um nível de 1%<sup>131</sup>. Confirmam-se assim, alguns sinais de alteração dos valores da selectividade e do *timing* do primeiro para o segundo subperíodo, observados na secção 4.3.2.

---

<sup>131</sup>  $F(3;66)$  5% = 2,744  
 $F(3;66)$  1% = 4,093

**Tabela 4.12. Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear, com o modelo base de Henriksson e Merton (1981) para o período global**

Esta tabela mostra os resultados do teste de Chow (1960) para a permanência da estrutura ( $H_0$ : Não há mudança estrutural); do teste de White (1980) para a heteroscedasticidade ( $H_0$ : Existe homoscedasticidade); do teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978)-Godfrey (1978) para a autocorrelação ( $H_0$ : Não existe autocorrelação); e, do teste de Jarque-Bera (1987) para a normalidade ( $H_0$ : Os erros seguem uma distribuição normal), relativamente à regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais					
	Permanência estrutura (F-Chow)	Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )	Autocorrelação ( $nR^2$ )	Normalidade (JB)	
AFAP	2,300	11,270 R	3,625	2,199	
BPAP	0,934	10,034 R	3,962 R	3,608	
BNUA	2,069	10,869 R	13,709 RR	2,568	
BPIP	1,152	6,634	3,312	56,086	RR
CV	1,086	3,489	6,189 R	3,164	
PA	11,587 RR	8,949	0,000	2,725	
SAP	2,303	18,794 RR	6,574 R	2,890	
SCP	2,118	12,460 R	7,180 RR	17,336	RR

Fundos União Europeia					
	Permanência estrutura (F-Chow)	Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )	Autocorrelação ( $nR^2$ )	Normalidade (JB)	
AFE	2,377	7,816	6,863 RR	11,972	RR
BPIEC	3,159 R	6,393	5,502 R	0,914	
BPIEV	4,038 R	3,768	0,169	2,036	
CAE	0,214	3,116	13,947 RR	22,547	RR
ESAE	1,816	1,872	0,651	0,643	
MGA	2,834 R	3,058	0,052	1,383	
SIA	2,438	1,434	1,359	2,193	

Fundos Internacionais					
	Permanência estrutura (F-Chow)	Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )	Autocorrelação ( $nR^2$ )	Normalidade (JB)	
AFME	2,145	5,801	0,202	0,090	
AFPI	3,247 R	8,679	4,670 R	6,453	R
BNUI	0,770	5,344	0,001	50,752	RR
BNUOC	1,087	3,780	1,795	7,193	R
BPIA	6,516 RR	12,573 R	0,088	1,720	
ESME	1,286	4,356	0,438	0,496	

(Continua)

TOTAIS DA AMOSTRA				(Continuação)
	Permanência estrutura (F-Chow)	Heteroscedasticidade (nR <sup>2</sup> )	Autocorrelação (nR <sup>2</sup> )	Normalidade (JB)
N.º fundos				
Rejeitam H <sub>0</sub> a 5%:	6	6	9	7
Rejeitam H <sub>0</sub> a 1%:	2	1	4	5

R (RR): Fundos que rejeitam H<sub>0</sub> a um nível de significância de 5% (1%)

Na estimação da equação de regressão 3.8, partiu-se do princípio que a variância do termo erro era constante para todas as observações. Ou seja, assumiu-se que:

$$Var(\varepsilon_{c,t}) = \sigma^2 \quad \forall t$$

Esta propriedade do termo erro é conhecida por homoscedasticidade.

Na presença de heteroscedasticidade, a centricidade<sup>132</sup> e a consistência<sup>133</sup> dos estimadores dos parâmetros da regressão, obtidos através do método dos mínimos quadrados, não é afectada. No entanto, esses estimadores deixam de ser eficientes, ou seja deixam de ser os de variância mínima entre os estimadores centrados e consistentes. Desta forma, os estimadores da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros da regressão são inadequados, determinando assim a perda de validade do processo de inferência estatística. Em geral, este é um problema que os estudos de desempenho enfrentam, havendo, assim a necessidade de corrigir a heteroscedasticidade.

De forma a detectar a presença de heteroscedasticidade será usado o teste de White (1980), que tem como principal vantagem o facto de não requerer a especificação das variáveis que se pensa produzirem a heteroscedasticidade. Este teste baseia-se no facto de, perante heteroscedasticidade, o estimador da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores de mínimos quadrados ser inconsistente.

<sup>132</sup> Um estimador diz-se centrado se a sua média para amostras repetidas é igual ao parâmetro estimado, ou seja, se a sua esperança matemática coincide com o parâmetro.

<sup>133</sup> Um estimador é consistente se a sucessão de estimadores obtidos para diferentes amostras converge estocasticamente para o parâmetro, ou seja, se à medida que a amostra aumenta ele se aproxima do verdadeiro valor do parâmetro.

O teste de White (1980) efectua-se do seguinte modo:

1) Hipótese a testar:

$H_0$ : Existe homoscedasticidade

2) Estimar, através do método dos mínimos quadrados, a regressão 3.8. e calcular  $e_{c,t}$ , ou seja:

$$e_{c,t} = (R_{c,t} - R_{f,t}) - \hat{\alpha}_c + \hat{\beta}_{1c} x_t + \hat{\beta}_{2c} y_t \quad (4.4)$$

calculando depois  $e_{c,t}^2$ ;

3) Estimar uma regressão (com intercepção) em que a variável dependente é  $e_{c,t}^2$  e as variáveis independentes correspondem às variáveis explicativas da regressão 3.8, os seus quadrados e produtos cruzados<sup>134</sup>. Isto é, estimar:

$$e_{c,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 x_t^2 + \alpha_4 x_t y_t + v_{c,t} \quad (4.5)$$

e obter  $R^2$  desta regressão, ou seja, o coeficiente de determinação não ajustado;

4) Calcular a estatística  $nR^2$ , sendo  $n$  o número de observações;

5) Testar a hipótese  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ , sabendo que  $nR^2$  segue uma distribuição  $\chi_{GL}^2$ , onde o número de graus de liberdade corresponde ao número de parâmetros a estimar na regressão especificada no passo três (excluindo a constante), que neste caso é de quatro.

---

<sup>134</sup> No modelo a estimar devem ser retiradas as variáveis redundantes, pelo que, sendo a variável  $y_t$  uma variável *dummy*, o seu quadrado não será incluído na regressão.

A tabela 4.12 mostra o valor da estatística  $nR^2$  para cada fundo, considerando o período global. Verifica-se alguma evidência de heteroscedasticidade na amostra, dado que seis fundos rejeitam a hipótese nula de existência de homoscedasticidade, com um nível de significância de 5%, e um a um nível de 1%<sup>135</sup>.

Na estimação dos parâmetros da regressão 3.8 foi também assumido que os termos erro são independentes uns dos outros. Ou seja, que se verifica:

$$Cov(\varepsilon_{c,t}, \varepsilon_{c,s}) = 0 \quad \forall t, s, t \neq s$$

Esta propriedade do termo erro é conhecida por ausência de autocorrelação<sup>136</sup>.

As consequências da existência de autocorrelação são semelhantes às da existência de heteroscedasticidade, ou seja, os estimadores dos mínimos quadrados são cêntricos e consistentes, mas deixam de ser eficientes.

A detecção da presença de autocorrelação na amostra irá ser efectuada mediante a utilização do teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978) - Godfrey (1978). A utilização deste teste evita dois problemas associados à aplicação do teste de Durbin-Watson (1951)<sup>137</sup>: a existência de uma região inconclusiva, e o facto de apenas considerar processos auto-regressivos de primeira ordem<sup>138</sup>.

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), que pode ser utilizado para um processo auto-regressivo de qualquer ordem, aplica-se da seguinte forma:

---

<sup>135</sup>  $\chi_4^2(5\%)=9,488$

$\chi_4^2(1\%)=13,277$

<sup>136</sup> Na ausência de autocorrelação, os elementos fora da diagonal principal, da matriz de variâncias e covariâncias dos termos erro, são todos nulos.

<sup>137</sup> O teste mais frequentemente usado para a detecção de autocorrelação.

<sup>138</sup> Um processo autoregressivo de primeira ordem é caracterizado por:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t,$$

onde,  $E[v_t] = 0$ ,  $E[v_t^2] = \sigma_v^2$ ,  $Cov[v_t, v_s] = 0 \quad \forall t \neq s$ .

1) Hipótese a testar:

$H_0$ : Não existe autocorrelação

2) Estimar, através do método dos mínimos quadrados, a regressão 3.8. e calcular  $e_{c,t}$  através de 4.4;

3) Estimar uma regressão em que a variável dependente é  $e_{c,t}$ , com termo independente, com as variáveis explicativas da regressão 3.8 e com um termo erro desfasado<sup>139</sup>. Isto é, estimar:

$$e_{c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 \varepsilon_{c,t-1} + v_{c,t} \quad (4.6)$$

e obter  $R^2$  desta regressão, ou seja o coeficiente de determinação não ajustado;

4) Calcular a estatística  $nR^2$ , sendo n o número de observações;

5) Testar a hipótese  $H_0$ , usando o facto de  $nR^2$  seguir uma distribuição  $\chi_P^2$ , onde P é o número de graus de liberdade que corresponde à ordem da autocorrelação a testar, que neste caso é de um.

Na tabela 4.12 encontram-se os resultados obtidos através da aplicação do teste anterior. O número de fundos que rejeita a hipótese nula a 5% e a 1%<sup>140</sup>, sendo de nove e quatro, respectivamente, indica a presença de autocorrelação de primeira ordem nos dados da amostra.

A premissa de normalidade do termo erro não requer, habitualmente, uma análise profunda, dado que, mesmo que este termo não esteja normalmente distribuído, os estimadores do

---

<sup>139</sup> Note-se que, desta forma está a testar-se a autocorrelação de primeira ordem.

<sup>140</sup>  $\chi_1^2(5\%)=3,841$

$\chi_1^2(1\%)=6,635$

método dos mínimos quadrados são ainda cêtricos, consistentes e eficientes. No entanto, todo o processo de inferência estatística assenta nesta hipótese, pelo que a validade dos testes estatísticos é posta em causa pela não verificação da normalidade do termo erro. Apesar de se poder recorrer ao teorema do limite central para invocar a normalidade assintótica dos estimadores dos mínimos quadrados, quis ter-se a noção da violação ou não desta premissa pelos dados da amostra. Assim, irá testar-se a normalidade dos termos erro através da estatística Jarque-Bera (1987). O teste é efectuado da seguinte forma:

1) Hipótese a testar:

$H_0$ : Os termos erro seguem uma distribuição normal

2) Calcular:

$$JB = \frac{n-k}{6} \left( s^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

onde,

$n$ = Número de observações;

$k$ = Número de coeficientes estimados, usados para criar as séries, que neste caso é de zero;

$s$ = Assimetria;

$K$ = Curtose.

3) Testar a hipótese  $H_0$ , usando o facto de JB seguir uma distribuição  $\chi^2_2$ .

A última coluna da tabela 4.12 mostra os resultados da aplicação do teste anterior. Pelo número de fundos que rejeitam a hipótese nula (sete, a um nível de significância de 5%, e cinco, a um nível e 1%<sup>141</sup>), parece haver evidência de não normalidade do termo erro para alguns fundos.

---

<sup>141</sup>  $\chi^2_{2(5\%)}=5,991$

$\chi^2_{2(1\%)}=9,210$

A violação das premissas de homoscedasticidade e ausência de autocorrelação são aquelas que, como se viu anteriormente, mais poderão afectar os resultados obtidos através do modelo de Henriksson e Merton (1981), essencialmente pela perda de validade da inferência estatística. Desta forma, dado existirem indícios de violação destas premissas na amostra, irão adoptar-se procedimentos estatísticos no sentido de melhorar a eficiência das estimativas de selectividade e *timing*<sup>142</sup>, os quais permitem a correcção da heteroscedasticidade e autocorrelação.

Já se referiu que, na presença de heteroscedasticidade ou de autocorrelação a utilização do método dos mínimos quadrados não afecta a centricidade nem a consistência dos estimadores dos coeficientes da regressão. Contudo, a matriz de variâncias e covariâncias destes estimadores deixa de ser  $\sigma^2(X'X)^{-1}$ , para ser dada por<sup>143</sup>:

$$Var(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} X' \sigma^2 \Omega X (X'X)^{-1} \quad (4.7)$$

onde,

$\sigma^2 \Omega = Var(\varepsilon)$ , sendo  $\sigma^2$  uma constante positiva arbitrária;

$\Omega = diag(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_n^2)$  no caso de heteroscedasticidade, e uma matriz não diagonal no caso de autocorrelação.

Para a estimação de 4.7 é necessário conhecer uma estimativa de  $\Omega$ , tendo para tal que se considerar um determinado padrão de heteroscedasticidade ou autocorrelação. No entanto, na

<sup>142</sup> Como se viu no capítulo 3, dado que o beta dos fundos não é estacionário ao longo do tempo, Henriksson e Merton (1981) mostram que o desvio padrão do erro ( $\sigma_{\varepsilon_{c,t}}$ ) é uma função crescente de  $|x_t|$ , assim também sugerem que se corrija a heteroscedasticidade.

<sup>143</sup> O modelo de Henriksson e Merton (1981) (equação 3.8) na forma matricial pode escrever-se:

$Y = X\beta + \varepsilon$  onde,

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} \\ 1 & x_{12} & x_{22} \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

grande parte dos casos estes padrões não são conhecidos. Assim, para a correcção da heteroscedasticidade e autocorrelação, irá considerar-se a estimação dos coeficientes da regressão pelos mínimos quadrados, mas utilizar na estimação de  $\widehat{Var}(\hat{\beta})$ , um estimador que reponha a validade da inferência estatística baseada nestas estimativas. Um estimador que tem geralmente esta propriedade, para a correcção de heteroscedasticidade, é o estimador de White (1980)<sup>144</sup>, dado por:

$$\widehat{Var}_W(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} S_W (X'X)^{-1} \quad (4.8)$$

onde,

$$S_W = \sum_{t=1}^n e_t^2 x_t x_t', \text{ sendo } e_t = t.^o \text{ resíduo de estimação por mínimos quadrados.}$$

O estimador da matriz de variâncias e covariâncias de White (1980) assume que os termos erro não estão autocorrelacionados. Quando tal também se verifica, Newey e West (1987) propõem um estimador alternativo para quando existe heteroscedasticidade e autocorrelação, e os seus padrões não são conhecidos. Este estimador é dado por:

$$\widehat{Var}_{NW}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} S_{NW} (X'X)^{-1} \quad (4.9)$$

onde,

$$S_{NW} = S_W + \sum_{v=1}^L \left[ \frac{1-v}{L+1} \sum_{t=v+1}^n (x_t e_t e_{t-v} x_{t-v}' + x_{t-v} e_{t-v} e_t x_t') \right], \text{ sendo } L \text{ um parâmetro que}$$

representa o número de autocorrelações usadas como aproximação do padrão de autocorrelação do termo erro.

---

<sup>144</sup> “Breen, Jagannathan and Ofer (1986) show that the approach is particularly useful when the form of heteroscedasticity is unknown” (Fletcher, 1995, pp. 146)

Dada a dificuldade da definição de  $L$ , Newey e West (1987) sugerem que  $L = 4 \left( \frac{n}{100} \right)^{\frac{2}{9}}$ <sup>145</sup>.

A tabela 4.13 mostra as estimativas de selectividade ( $\hat{\alpha}_c$ ) e *timing* ( $\hat{\beta}_{2c}$ ) da equação 3.8, bem assim como as respectivas significâncias estatísticas através do método dos mínimos quadrados. São também apresentadas as significâncias estatísticas destas estimativas com correcção de heteroscedasticidade [correcção de White (1980)] e autocorrelação e heteroscedasticidade [correcção de Newey e West (1987)].

**Tabela 4.13. Estimativas do método dos mínimos quadrados e correcção de heteroscedasticidade [White (1980)] e autocorrelação e heteroscedasticidade [Newey e West (1987)], com o modelo base de Henriksson e Merton (1981) para o período global**

Esta tabela mostra as estimativas de selectividade ( $\hat{\alpha}_c$ ) e *timing* ( $\hat{\beta}_{2c}$ ) da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12. São também apresentados os t-estatísticos obtidos através do: método dos Mínimos Quadrado (MQ); método de White (1980) para a correcção de heteroscedasticidade; e, método de Newey e West (1987) para a correcção de autocorrelação e heteroscedasticidade.

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat			$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat		
		MQ	White	Newey-West		MQ	White	Newey-West
AFAP	0,0034	0,95	1,05	1,24	-0,189	-1,78	-1,54	-2,00
BPAP	0,0016	0,44	0,50	0,52	-0,103	-0,98	-0,87	-0,96
BNUA	0,0015	0,38	0,39	0,42	-0,132	-1,17	-0,88	-1,15
BPIP	-0,0008	-0,25	-0,34	-0,40	0,009	0,10	0,11	0,13
CV	0,0013	0,35	0,42	0,50	-0,189	-1,67	-1,92	-2,31
PA	-0,0011	-0,23	-0,26	-0,36	-0,331	-2,38	-2,05	-2,86
SAP	0,0064	1,73	1,79	2,23	-0,097	-0,89	-0,64	-1,05
SCP	0,0032	0,68	0,81	0,91	-0,111	-0,80	-0,67	-0,85

(Continua)

<sup>145</sup> Dado que o número de observações da amostra ( $n$ ) é 72, o  $L$  será igual a 3. Note-se que se devem tomar os valores por defeito.

Fundos União Europeia					(Continuação)				
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat			$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat			
		MQ	White	Newey-West		MQ	White	Newey-West	
AFE	-0,0035	-0,73	-0,94	-1,14	-0,005	-0,03	-0,02	-0,03	
BPIEC	-0,0044	-2,16 -	-2,39 -	-3,12 --	-0,063	-0,80	-0,96	-1,16	
BPIEV	-0,0013	-0,19	-0,22	-0,25	0,136	0,49	0,50	0,52	
CAE	-0,0012	-0,35	-0,39	-0,45	-0,086	-0,63	-0,61	-0,75	
ESAE	0,0044	0,75	0,76	0,73	-0,032	-0,14	-0,14	-0,12	
MGA	-0,0023	-0,31	-0,33	-0,34	0,098	0,33	0,33	0,29	
SIA	-0,0022	-0,31	-0,31	-0,32	0,061	0,23	0,22	0,23	

Fundos Internacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat			$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat		
		MQ	White	Newey-West		MQ	White	Newey-West
AFME	0,0009	0,06	0,06	0,07	-0,308	-0,63	-0,57	-0,67
AFPI	-0,0051	-0,96	-1,03	-1,08	0,158	0,79	0,66	0,77
BNUI	0,0033	0,41	0,45	0,59	-0,014	-0,05	-0,05	-0,06
BNUOC	-0,0264	-1,87	-2,04 -	-1,94	0,400	0,77	0,71	0,71
BPIA	-0,0091	-1,45	-1,73	-1,98	0,208	0,90	0,77	0,96
ESME	0,0044	0,36	0,35	0,36	-0,811	-1,79	-1,99	-2,27 -

TOTAIS DA AMOSTRA								
	$\hat{\alpha}_c$	MQ	White	Newey-West	$\hat{\beta}_{2c}$	MQ	White	Newey-West
N.º fundos	Rejeitam $\alpha_c=0$ :	1- 0--	2- 0--	1- 1+ 1--	Rejeitam $\beta_{2c}=0$ :	1- 0--	1- 0--	3- 1--

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

Esta tabela revela que a correcção de heteroscedasticidade e autocorrelação não altera substancialmente a significância estatística das estimativas de selectividade e *timing*. De facto, o número de fundos com estimativas significativas são praticamente os mesmos com e sem correcção de heteroscedasticidade<sup>146</sup>, podendo verificar-se um ligeiro aumento do seu número quando também é corrigida a autocorrelação. Este resultado justifica-se pelo facto dos dados da amostra apresentarem uma autocorrelação mais acentuada do que heteroscedasticidade, como se observa pelo número de fundos que rejeitam  $H_0$  na tabela 4.12. Efectivamente, alguns dos fundos que não tinham mostrado valores significativos de selectividade ou *timing*, estão agora a fazê-lo aquando da utilização do método de Newey e West (1987), como é o caso do fundo SAP (com capacidade significativamente positiva de selectividade, a um nível de 5%) e dos fundos CV e ESME (com capacidade significativamente negativa de *timing*, a

<sup>146</sup> Consistente com Henriksson (1984).

um nível de 5%). Por outro lado, os fundos BPIEC e PA que tinham evidenciado, respectivamente, capacidades de selectividade e *timing* significativamente negativas, a um nível de 5%, estão agora a mostrar valores significativos a 1%.

Estes resultados parecem reforçar os já obtidos na secção 4.3.2., ou seja, os gestores de fundos não revelam capacidade de selectividade e *timing*, continuando a mostrar alguma evidência de *timing* negativo.

Todos os procedimentos estatísticos realizados ao longo desta secção para a equação 3.8, foram também aplicados, de forma similar, à equação 4.3, onde se inclui um segundo factor no modelo base de Henriksson e Merton (1981).

No anexo 4.9 apresentam-se os resultados dos testes às premissas do modelo de regressão linear, expresso pela equação 4.3. Em termos comparativos com a tabela 4.12, verifica-se um aumento do número de fundos que rejeitam as hipóteses nulas de permanência de estrutura e de homoscedasticidade, acontecendo o contrário para as hipóteses nulas de inexistência de autocorrelação e normalidade.

A correcção de heteroscedasticidade e autocorrelação e heteroscedasticidade (anexo 4.10), similarmente ao verificado na tabela 4.13, não provocam, em termos gerais, alterações substanciais ao nível da significância estatística dos parâmetros da regressão.

#### **4.4. Conclusões**

Os resultados obtidos neste capítulo, através de uma amostra de 21 fundos de investimento mobiliário portugueses, indicam que, apesar de uma acentuada diversificação das carteiras, o desempenho global dos fundos é, em geral neutro, ou ligeiramente negativo.

A aplicação da metodologia de Henriksson e Merton (1981) revela, por um lado, que a não disponibilidade das previsões dos gestores relativamente ao mercado, parece limitar a utilização dos testes não paramétricos. Por outro, os testes paramétricos sugerem incapacidade dos gestores de fundos para avaliarem os títulos individualmente (selectividade) e para preverem a evolução do mercado (*market timing*), havendo mesmo alguma evidência de *timing* negativo, sendo este mais relevante para os fundos nacionais<sup>147</sup>. Estes resultados são robustos a vários cenários considerados: período global; diferentes subperíodos; regressão alternativa; pequenas e grandes magnitudes de movimentos do mercado; correcção de heteroscedasticidade; correcção simultânea de autocorrelação e heteroscedasticidade; e, com a inclusão de um segundo factor no modelo base de Henriksson e Merton (1981). É observada, ainda, uma acentuada correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho, sendo mais notória para os fundos internacionais.

Estes resultados, no que se refere à inexistência de capacidades de selectividade e *timing*, assim como à correlação negativa verificada entre ambas, são semelhantes aos obtidos, pela utilização da mesma metodologia, para fundos nacionais estrangeiros [Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Armada (1992) e Rao (2000, 2001)], para fundos internacionais estrangeiros [Kao, Cheng e Chan (1998)<sup>148</sup>], e para fundos nacionais portugueses [Vieira (1995)]. Outros estudos, tendo por base fundos nacionais portugueses, conduziram, por um lado, a resultados similares com o modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) [Cortez (1993)], por outro, a resultados divergentes com o modelo de Elton e Gruber (1991) [Santos (1995)<sup>149</sup>], onde os gestores mostram um desempenho global positivo, assim como uma boa capacidade de *timing*.

A utilização de uma versão multifactor do modelo de Henriksson e Merton (1981) não alterou substancialmente os resultados da avaliação das duas componentes do desempenho. Porém,

---

<sup>147</sup> Em termos individuais, destaca-se, pelo seu curioso desempenho, o fundo BNUOC. Este fundo demonstrou a pior capacidade de selectividade e a melhor de *timing*, apesar de não significativas. No entanto, esta aptidão positiva para prever a evolução do mercado advém unicamente da capacidade superior de previsão de grandes magnitudes de movimentos de mercado, já que para pequenas magnitudes o seu comportamento foi bastante negativo.

<sup>148</sup> O resultados são idênticos apenas na componente de *timing*, já que estes autores encontram evidência de boa capacidade de selectividade dos gestores de fundos.

<sup>149</sup> Saliente-se, no entanto, que este trabalho foi realizado num contexto diferente dos anteriores, ou seja, num contexto de assimetria de informação, onde foram consideradas, para além das séries temporais de rendibilidades dos fundos, também a composição dos mesmos.

revelou indícios de uma deficiente especificação da carteira de mercado e/ou da omissão de factores relevantes no modelo base de Henriksson e Merton (1981), para além de ter evidenciado a existência do chamado “*herding behaviour*” entre os fundos. Estas conclusões foram também obtidas pelas investigações de Henriksson (1984) e Armada (1992).

Em síntese, o estudo agora efectuado sugere que os gestores de fundos de investimento mobiliário portugueses não evidenciam capacidades de selectividade e *timing*, conclusão que é consistente com grande parte das investigações realizadas nesta área.

## ANEXOS

## Anexo 4.1. Características dos FIM da amostra (composição das carteiras)

Este anexo mostra a composição anual das carteiras dos FIM que constituem a amostra, assim como o seu Valor Líquido Global (VLG). A quota de mercado refere-se ao peso do VLG de cada fundo relativamente ao VLG de todos os FIM de acções.

<b>Fundos Nacionais</b>							
	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tít. Div. Publ. + Obrig.		
<b>AFAP</b>							
Dez-96	85	0	0	8	7	23,1	3,4
Dez-97	78	6	0	0	1	140,6	7,3
Dez-98	94	0	0	11	0	36,4	1,5
Dez-99	95	0	0	2	0	172,4	5,9
Dez-00	90	0	0	9	0	198,5	7,0
Dez-01	85	0	0	13	0	111,0	5,7
<b>Média</b>	<b>88</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>7</b>	<b>1</b>	<b>113,7</b>	<b>5,1</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>6</b>	<b>2</b>	<b>0</b>	<b>5</b>	<b>3</b>	<b>71,5</b>	<b>2,2</b>
<b>BPAP</b>							
Dez-96	87	0	0	16	0	11,4	1,7
Dez-97	90	0	0	11	0	35,0	1,8
Dez-98	89	0	0	5	0	58,3	2,3
Dez-99	95	0	0	-1	0	54,4	1,8
Dez-00	81	0	0	4	0	32,2	1,1
Dez-01	84	0	0	13	0	16,8	0,9
<b>Média</b>	<b>88</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>0</b>	<b>34,7</b>	<b>1,6</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>19,1</b>	<b>0,5</b>
<b>BNUA</b>							
Dez-96	79	0	0	19	1	5,2	0,8
Dez-97	84	0	0	12	0	26,0	1,3
Dez-98	95	0	0	6	0	35,4	1,4
Dez-99	97	0	0	5	0	30,5	1,0
Dez-00	88	0	0	10	0	17,1	0,6
Dez-01	88	0	0	13	0	12,7	0,6
<b>Média</b>	<b>89</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	<b>21,2</b>	<b>1,0</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>11,4</b>	<b>0,4</b>

(Continua)

## Fundos Nacionais

(Continuação)

	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
<b>BPIP</b>							
Dez-96	95	0	0	5	0	6,8	1,0
Dez-97	94	0	0	3	0	10,5	0,5
Dez-98	85	1	0	13	0	12,2	0,5
Dez-99	95	0	0	5	0	10,4	0,4
Dez-00	91	0	0	8	0	13,4	0,5
Dez-01	80	0	0	20	0	7,2	0,4
<b>Média</b>	<b>90</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>9</b>	<b>0</b>	<b>10,1</b>	<b>0,5</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>2,7</b>	<b>0,2</b>
<b>CV</b>							
Dez-96	74	0	0	10	10	43,4	6,5
Dez-97	84	0	0	3	2	151,8	7,8
Dez-98	98	0	0	4	1	237,2	9,5
Dez-99	96	0	0	4	0	194,4	6,6
Dez-00	89	0	0	14	0	102,3	3,6
Dez-01	88	0	0	12	0	58,5	3,0
<b>Média</b>	<b>88</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>2</b>	<b>131,2</b>	<b>6,2</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>8</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>76,8</b>	<b>2,5</b>
<b>PA</b>							
Nov-96	38	0	0	10	28	4,1	0,6
Dez-97	64	0	0	30	1	17,2	0,9
Dez-98	93	0	0	17	2	16,7	0,7
Dez-99	95	0	0	6	1	15,3	0,5
Dez-00	90	0	0	11	2	6,8	0,2
Dez-01	86	0	0	11	3	5,9	0,3
<b>Média</b>	<b>78</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>14</b>	<b>6</b>	<b>11,0</b>	<b>0,5</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>21</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>10</b>	<b>6,0</b>	<b>0,2</b>
<b>SAP</b>							
Dez-96	83	0	0	20	4	6,3	0,9
Dez-97	82	0	0	15	1	54,2	2,8
Dez-98	81	0	0	15	0	68,1	2,7
Dez-99	99	0	0	2	0	60,6	2,1
Dez-00	86	0	0	7	0	85,3	3,0
Dez-01	66	0	0	20	0	58,5	3,0
<b>Média</b>	<b>83</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>13</b>	<b>1</b>	<b>55,5</b>	<b>2,4</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>10</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>7</b>	<b>2</b>	<b>26,5</b>	<b>0,8</b>
<b>SCP</b>							
Dez-96	107	0	0	2	1	124,5	18,5
Dez-97	78	0	0	15	0	144,1	7,4
Dez-98	97	0	0	2	1	80,7	3,2
Dez-99	95	0	0	4	0	22,4	0,8
Dez-00	79	0	0	21	0	9,7	0,3
Dez-01	67	0	0	21	0	6,6	0,3
<b>Média</b>	<b>87</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	<b>64,7</b>	<b>5,1</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>14</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>9</b>	<b>0</b>	<b>60,5</b>	<b>7,1</b>

(Continua)

## Fundos União Europeia

(Continuação)

	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10^6 €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
<b>AFE</b>							
Dez-96	0	80	11	11	0	15,9	2,4
Dez-97	0	83	12	9	0	62,2	3,2
Dez-98	0	85	9	6	0	135,5	5,4
Dez-99	0	92	6	2	0	216,3	7,4
Dez-00	0	90	7	6	0	256,3	9,1
Dez-01	0	94	5	2	0	159,4	8,1
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>87</b>	<b>8</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>140,9</b>	<b>5,9</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>0</b>	<b>5</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>0</b>	<b>90,8</b>	<b>2,7</b>
<b>BPIEC</b>							
Dez-96	2	71	7	21	0	19,7	2,9
Dez-97	0	85	12	5	0	38,9	2,0
Dez-98	0	78	6	16	0	76,1	3,0
Dez-99	0	88	4	9	0	112,4	3,8
Dez-00	0	82	12	7	0	164,9	5,8
Dez-01	0	80	11	9	0	89,4	4,6
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>81</b>	<b>9</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	<b>83,6</b>	<b>3,7</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>1</b>	<b>5</b>	<b>3</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>52,2</b>	<b>1,4</b>
<b>BPIEV</b>							
Dez-96	73	0	0	29	1	82,4	12,3
Dez-97	89	0	0	11	0	230,2	11,9
Dez-98	81	0	0	17	0	252,1	10,1
Dez-99	18	56	3	23	0	214,8	7,3
Dez-00	1	88	8	4	0	174,8	6,2
Dez-01	1	90	6	4	0	108,6	5,5
<b>Média</b>	<b>44</b>	<b>39</b>	<b>3</b>	<b>15</b>	<b>0</b>	<b>177,1</b>	<b>8,9</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>38</b>	<b>40</b>	<b>3</b>	<b>9</b>	<b>0</b>	<b>68,6</b>	<b>2,9</b>
<b>CAE</b>							
Dez-96	0	71	3	14	0	39,5	5,9
Dez-97	2	73	12	6	8	74,2	3,8
Dez-98	1	81	14	4	0	89,9	3,6
Dez-99	1	86	10	3	0	120,1	4,1
Dez-00	2	90	11	-4	0	101,8	3,6
Dez-01	0	92	7	2	0	72,0	3,7
<b>Média</b>	<b>1</b>	<b>82</b>	<b>9</b>	<b>4</b>	<b>1</b>	<b>82,9</b>	<b>4,1</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>1</b>	<b>8</b>	<b>3</b>	<b>5</b>	<b>3</b>	<b>27,8</b>	<b>0,9</b>
<b>ESAE</b>							
Dez-96	36	47	0	18	0	36,2	5,4
Dez-97	3	85	0	14	0	80,1	4,1
Dez-98	0	75	7	18	0	78,0	3,1
Dez-99	0	94	0	3	0	65,9	2,2
Dez-00	0	95	2	5	0	62,0	2,2
Dez-01	0	91	5	4	0	61,2	3,1
<b>Média</b>	<b>7</b>	<b>81</b>	<b>2</b>	<b>10</b>	<b>0</b>	<b>63,9</b>	<b>3,4</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>13</b>	<b>17</b>	<b>3</b>	<b>6</b>	<b>0</b>	<b>15,8</b>	<b>1,2</b>

(Continua)

**Fundos União Europeia**

(Continuação)

	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
<b>MGA</b>							
Dez-96	83	0	0	15	4	3,8	0,6
Dez-97	84	1	0	9	1	38,1	2,0
Dez-98	93	5	0	2	0	40,3	1,6
Dez-99	94	0	0	5	0	38,8	1,3
Dez-00	51	40	0	9	0	28,3	1,0
Dez-01	49	46	0	5	0	24,4	1,2
<b>Média</b>	<b>76</b>	<b>15</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>1</b>	<b>28,9</b>	<b>1,3</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>19</b>	<b>20</b>	<b>0</b>	<b>4</b>	<b>1</b>	<b>13,9</b>	<b>0,5</b>
<b>SIA</b>							
Dez-96	45	32	0	34	0	0,7	0,1
Dez-97	47	47	0	3	0	7,6	0,4
Dez-98	48	43	0	8	0	13,5	0,5
Dez-99	51	52	0	0	0	13,3	0,5
Dez-00	45	51	0	4	0	8,5	0,3
Dez-01	44	51	0	1	0	6,2	0,3
<b>Média</b>	<b>47</b>	<b>46</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>0</b>	<b>8,3</b>	<b>0,4</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>2</b>	<b>7</b>	<b>0</b>	<b>12</b>	<b>0</b>	<b>4,8</b>	<b>0,1</b>

**Fundos Internacionais**

	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
<b>AFME</b>							
Dez-96	0	5	50	59	2	17,3	2,6
Dez-97	0	11	83	9	0	33,8	1,7
Dez-98	0	17	73	11	1	20,8	0,8
Dez-99	0	11	86	4	0	33,5	1,1
Dez-00	0	6	80	15	0	42,3	1,5
Dez-01	0	12	75	12	0	45,6	2,3
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>10</b>	<b>74</b>	<b>18</b>	<b>0</b>	<b>32,2</b>	<b>1,7</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>0</b>	<b>4</b>	<b>12</b>	<b>18</b>	<b>1</b>	<b>11,3</b>	<b>0,7</b>
<b>AFPI</b>							
Dez-96	0	23	63	9	6	22,7	3,4
Dez-97	0	25	64	11	0	44,3	2,3
Dez-98	0	31	63	5	0	68,9	2,8
Dez-99	0	28	68	5	0	100,8	3,4
Dez-00	0	28	66	9	0	98,5	3,5
Dez-01	0	27	71	3	0	75,7	3,9
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>27</b>	<b>66</b>	<b>7</b>	<b>1</b>	<b>68,5</b>	<b>3,2</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>0</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>30,6</b>	<b>0,6</b>

(Continua)

## Fundos Internacionais

(Continuação)

	Percentagem de acções:			Percentagem de:		VLG (10 <sup>6</sup> €)	Quota de mercado (%)
	Nacionais	União Europeia	Internacionais	Liquidez	Tit. Div. Publ. + Obrig.		
<b>BNUI</b>							
Dez-96	4	36	36	22	1	10,8	1,6
Dez-97	8	45	38	12	0	13,2	0,7
Dez-98	3	43	43	12	0	20,7	0,8
Dez-99	1	57	37	6	0	25,9	0,9
Dez-00	0	52	45	7	0	22,7	0,8
Dez-01	0	47	45	9	0	16,6	0,8
<b>Média</b>	<b>3</b>	<b>46</b>	<b>41</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	<b>18,3</b>	<b>0,9</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>3</b>	<b>7</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>5,8</b>	<b>0,3</b>
<b>BNUOC</b>							
Dez-96	78	0	0	22	0	1,2	0,2
Dez-97	0	0	67	36	1	11,9	0,6
Dez-98	0	0	65	34	2	10,0	0,4
Dez-99	0	0	75	27	0	16,6	0,6
Dez-00	0	10	80	7	0	15,2	0,5
Dez-01	0	0	97	4	0	11,8	0,6
<b>Média</b>	<b>13</b>	<b>2</b>	<b>64</b>	<b>22</b>	<b>1</b>	<b>11,1</b>	<b>0,5</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>29</b>	<b>4</b>	<b>30</b>	<b>12</b>	<b>1</b>	<b>5,4</b>	<b>0,2</b>
<b>BPIA</b>							
Dez-96	0	0	66	25	10	3,9	0,6
Dez-97	0	0	91	3	7	13,0	0,7
Dez-98	0	0	87	8	5	10,2	0,4
Dez-99	0	0	94	9	0	32,3	1,1
Dez-00	0	0	94	6	0	38,7	1,4
Dez-01	0	0	97	4	0	34,9	1,8
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>88</b>	<b>9</b>	<b>4</b>	<b>22,2</b>	<b>1,0</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>10</b>	<b>7</b>	<b>4</b>	<b>14,8</b>	<b>0,5</b>
<b>ESME</b>							
Dez-96	0	0	86	11	0	15,0	2,2
Dez-97	0	0	77	22	0	14,5	0,7
Dez-98	0	37	38	16	0	3,5	0,1
Dez-99	0	46	49	2	5	9,7	0,3
Dez-00	0	28	69	3	1	9,2	0,3
Dez-01	0	29	67	4	0	7,3	0,4
<b>Média</b>	<b>0</b>	<b>23</b>	<b>64</b>	<b>10</b>	<b>1</b>	<b>9,9</b>	<b>0,7</b>
<b>Desvio Padrão</b>	<b>0</b>	<b>18</b>	<b>16</b>	<b>7</b>	<b>2</b>	<b>4,3</b>	<b>0,8</b>

Fonte: Euronext Lisboa

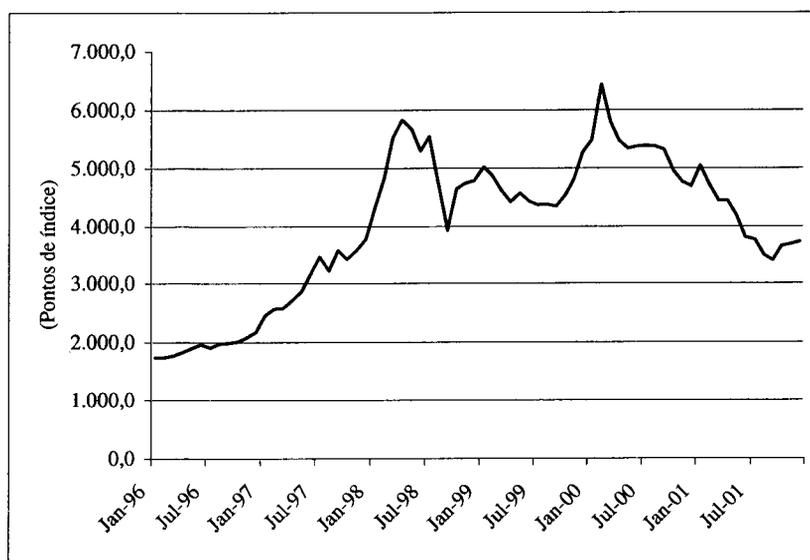
## Anexo 4.2. Índices de mercado

### Anexo 4.2.1. Rendibilidade média dos índices

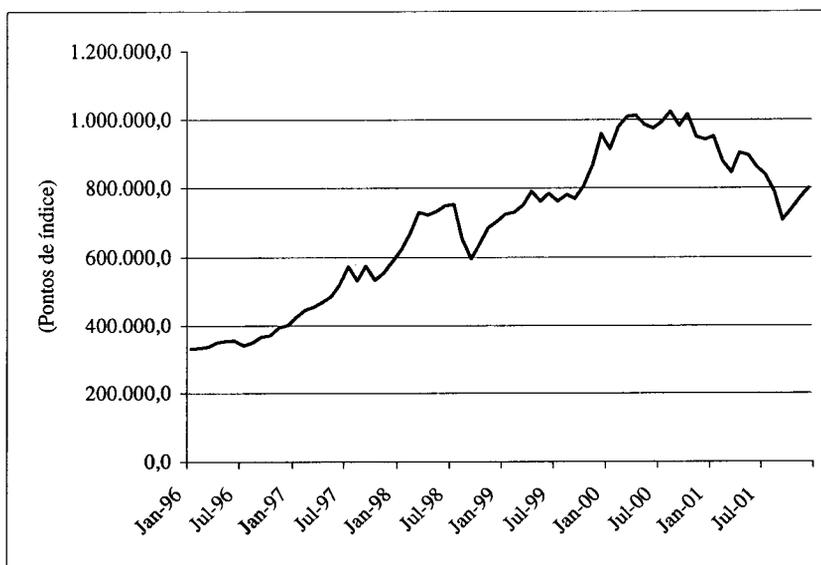
		1996	1997	1998	1999	2000	2001	Período global
PSI 30	Mensal	2,6	4,9	2,6	0,9	-0,8	-1,7	1,4
	Anual	30,7	59,2	31,1	10,9	-9,3	-20,8	17,0
Europe	Mensal	2,0	3,4	1,7	2,7	-0,1	-1,2	1,4
	Anual	24,0	40,8	20,8	32,2	-1,1	-14,6	17,0
The World Index	Mensal	1,5	2,9	1,4	3,3	-0,5	-0,8	1,3
	Anual	17,9	34,3	17,1	40,0	-5,9	-9,5	15,7

(Valores em percentagem)

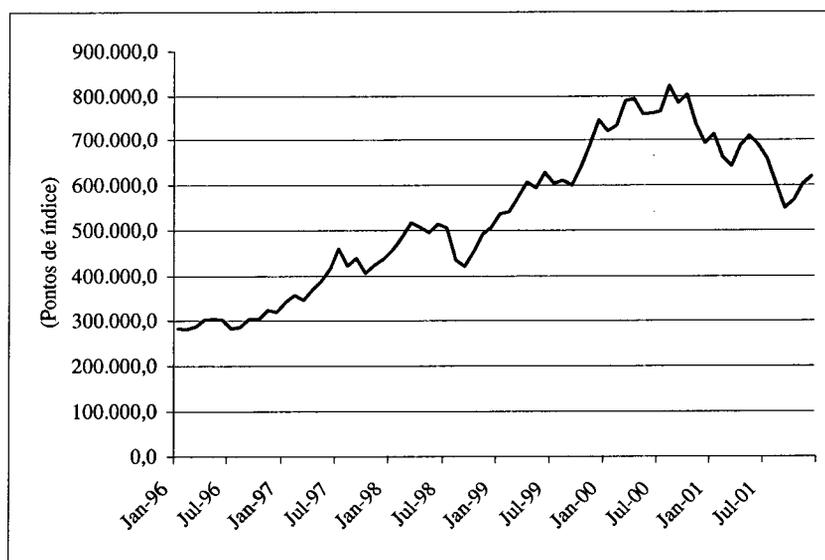
### Anexo 4.2.2. Evolução mensal do valor do índice PSI 30



**Anexo 4.2.3. Evolução mensal do valor do índice *Europe***



**Anexo 4.2.4. Evolução mensal do valor do índice *The World Index***



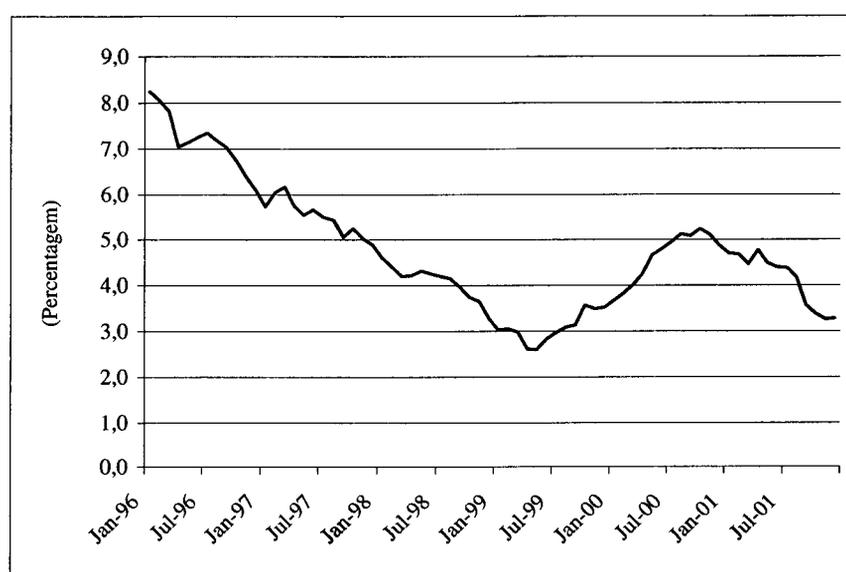
### Anexo 4.3. Taxa de juro isenta de risco

#### Anexo 4.3.1. Valores médios da Lisbor a 6 meses

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Período global
Mensal	0,6	0,5	0,3	0,3	0,4	0,3	0,4
Anual	7,2	5,5	4,1	3,1	4,6	4,1	4,9

(Valores em percentagem)

#### Anexo 4.3.2. Evolução dos valores da Lisbor a 6 meses (taxas anuais)



### Anexo 4.4. Medidas de Treynor e de Sharpe

Este anexo mostra as estimativas da medida de Treynor  $T_c = (\overline{R}_c - \overline{R}_f) / \beta_c$  e da medida de Sharpe  $S_c = (\overline{R}_c - \overline{R}_f) / \sigma_c$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

#### Fundos Nacionais

	T <sub>c</sub>		S <sub>c</sub>	
AFAP	0,008	-	0,116	-
BPAP	0,009	-	0,123	-
BNUA	0,008	-	0,106	-
BPIP	0,010	-	0,134	-
CV	0,006	-	0,081	-
PA	-0,004	-	-0,056	-
SAP	0,015	+	0,204	+
SCP	0,011	+	0,139	-
N.º fundos com desempenho superior (%):	2	(25%)	1	(13%)

#### Fundos União Europeia

	T <sub>c</sub>		S <sub>c</sub>	
AFE	0,006	-	0,112	-
BPIEC	0,004	-	0,078	-
BPIEV	0,012	+	0,191	-
CAE	0,007	-	0,134	-
ESAE	0,017	+	0,237	+
MGA	0,010	-	0,152	-
SIA	0,009	-	0,148	-
N.º fundos com desempenho superior (%):	2	(29%)	1	(14%)

#### Fundos Internacionais

	T <sub>c</sub>		S <sub>c</sub>	
AFME	0,003	-	0,045	-
AFPI	0,007	-	0,120	-
BNUI	0,013	+	0,187	+
BNUOC	-0,007	-	-0,085	-
BPIA	0,004	-	0,067	-
ESME	-0,006	-	-0,073	-
N.º fundos com desempenho superior (%):	1	(17%)	1	(17%)

#### TOTAL DA AMOSTRA

	T <sub>c</sub>		S <sub>c</sub>	
N.º fundos com desempenho superior (%):	5	(24%)	3	(14%)

- : Desempenho inferior relativamente ao mercado  
 +: Desempenho superior relativamente ao mercado

## Anexo 4.5. Medida de Jensen para o subperíodo 1 e subperíodo 2

## Anexo 4.5.1. Medida de Jensen para o subperíodo 1

Este anexo mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{c,t}$  para o subperíodo de 1996/01 a 1998/12.

Fundos Nacionais						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0011	0,29	0,76	15,76 ++	0,88	248,37 ++
BPAP	0,0016	0,40	0,82	16,42 ++	0,89	269,63 ++
BNUA	-0,0016	-0,39	0,76	14,57 ++	0,86	212,36 ++
BPIP	-0,0002	-0,06	0,87	17,93 ++	0,90	321,61 ++
CV	-0,0014	-0,38	0,78	16,10 ++	0,88	259,10 ++
PA	-0,0101	-2,33 -	0,51	9,40 ++	0,72	88,30 ++
SAP	0,0077	1,98	0,74	15,28 ++	0,87	233,36 ++
SCP	0,0020	0,39	0,71	11,16 ++	0,79	124,50 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0001</b>	<b>(0,0050)</b>	<b>0,74</b>	<b>(0,11)</b>	<b>0,85</b>	<b>(0,06)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	4 (50%)				

Fundos União Europeia						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	0,0005	0,12	0,77	10,97 ++	0,78	120,35 ++
BPIEC	-0,0069	-3,93 --	0,87	26,88 ++	0,96	722,61 ++
BPIEV	0,0025	0,38	1,11	9,01 ++	0,70	81,25 ++
CAE	-0,0038	-1,48	0,93	19,77 ++	0,92	390,85 ++
ESAE	0,0069	1,63	0,62	7,99 ++	0,65	63,78 ++
MGA	0,0033	0,53	1,00	8,83 ++	0,70	77,95 ++
SIA	0,0064	1,42	0,94	11,38 ++	0,79	129,41 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0013</b>	<b>(0,0051)</b>	<b>0,89</b>	<b>(0,16)</b>	<b>0,79</b>	<b>(0,11)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	5 (71%)				

Fundos Internacionais						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	-0,0222	-2,56 -	1,13	7,16 ++	0,60	51,20 ++
AFPI	0,0028	0,66	0,66	8,67 ++	0,69	75,11 ++
BNUI	0,0055	1,16	0,71	8,21 ++	0,66	67,44 ++
BNUOC	-0,0280	-2,54 -	1,02	5,13 ++	0,44	26,30 ++
BPIA	-0,0003	-0,08	0,64	8,58 ++	0,68	73,62 ++
ESME	-0,0256	-3,05 --	0,91	6,02 ++	0,52	36,26 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0113</b>	<b>(0,0155)</b>	<b>0,85</b>	<b>(0,20)</b>	<b>0,60</b>	<b>(0,10)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	2 (33%)				

(Continua)

TOTAIS DA AMOSTRA			(Continuação)	
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_c$	R <sup>2</sup>	
Média (D. padrão)	<b>-0,0029</b> (0,0103)	<b>0,82</b> (0,16)	<b>0,76</b>	(0,14)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 11 (52%) Rejeitam $\alpha_c=0$ : 5- 2--	Rejeitam $\beta_c=0$ : 21+ 21++		

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

### Anexo 4.5.2. Medida de Jensen para o subperíodo 2

Este anexo mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{c,t}$  para o subperíodo de 1999/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	-0,0010	-0,39	0,94	19,76 ++	0,92	390,34 ++
BPAP	-0,0021	-0,78	0,92	19,69 ++	0,92	387,51 ++
BNUA	0,0004	0,14	0,94	19,41 ++	0,92	376,59 ++
BPIP	0,0009	0,48	0,98	30,90 ++	0,97	954,79 ++
CV	-0,0034	-1,02	0,91	15,43 ++	0,88	238,02 ++
PA	-0,0023	-0,74	0,96	17,19 ++	0,90	295,39 ++
SAP	0,0031	1,11	0,92	18,95 ++	0,91	359,09 ++
SCP	0,0023	0,69	0,94	15,96 ++	0,88	254,62 ++
Média (D. padrão)	<b>-0,0003</b> (0,0023)		<b>0,94</b> (0,02)		<b>0,91</b>	(0,03)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 4 (50%)					

Fundos União Europeia						
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0053	-1,42	1,05	12,98 ++	0,83	168,52 ++
BPIEC	-0,0037	-2,61 -	0,98	31,95 ++	0,97	1021,03 ++
BPIEV	-0,0030	-0,75	0,61	6,94 ++	0,59	48,17 ++
CAE	-0,0019	-0,59	0,98	14,33 ++	0,86	205,49 ++
ESAE	-0,0010	-0,19	0,38	3,49 ++	0,26	12,18 ++
MGA	-0,0063	-1,07	0,62	4,96 ++	0,42	24,62 ++
SIA	-0,0089	-1,41	0,77	5,60 ++	0,48	31,34 ++
Média (D. padrão)	<b>-0,0043</b> (0,0027)		<b>0,77</b> (0,25)		<b>0,63</b>	(0,26)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 0 (0%)					

(Continua)

Fundos Internacionais						(Continuação)
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_c$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	0,0092	0,87	1,13	5,57 ++	0,48	30,99 ++
AFPI	-0,0041	-1,21	0,97	14,95 ++	0,87	223,39 ++
BNUI	0,0017	0,25	0,95	7,21 ++	0,60	51,93 ++
BNUOC	-0,0058	-0,58	1,22	6,44 ++	0,55	41,46 ++
BPIA	-0,0057	-1,34	1,13	13,84 ++	0,85	191,48 ++
ESME	-0,0025	-0,25	1,06	5,58 ++	0,48	31,16 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0012</b>	<b>(0,0058)</b>	<b>1,08</b>	<b>(0,11)</b>	<b>0,64</b>	<b>(0,18)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	2 (33%)				

TOTAIS DA AMOSTRA				
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_c$	R <sup>2</sup>	
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0019</b>	<b>(0,0040)</b>	<b>0,92</b>	<b>(0,19)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	6 (29%)		
	Rejeitam $\alpha_c=0$ :	1- 0--	Rejeitam $\beta_c=0$ :	21+ 21++

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

#### Anexo 4.6. Coeficiente de correlação entre a rentabilidade dos fundos e da estratégia passiva

Este anexo mostra os valores do coeficiente de correlação entre a rentabilidade dos fundos e da estratégia passiva para o período global (1996/01 a 2001/12), para o subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12), para o subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12) e para a amostra dividida por pequenas e grandes magnitudes de  $|x_i|$ , tomando como referência o valor mediano de  $|x_i|$ .

Fundos Nacionais					
	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude
AFAP	0,95	0,94	0,96	0,81	0,96
BPAP	0,95	0,94	0,96	0,83	0,96
BNUA	0,94	0,93	0,96	0,80	0,96
BPIP	0,96	0,95	0,98	0,86	0,97
CV	0,94	0,94	0,93	0,76	0,96
PA	0,87	0,85	0,95	0,63	0,90
SAP	0,94	0,93	0,96	0,79	0,96
SCP	0,91	0,89	0,94	0,79	0,92
<b>Média</b>	<b>0,93</b>	<b>0,92</b>	<b>0,95</b>	<b>0,78</b>	<b>0,95</b>

(Continua)

**Fundos União Europeia**

(Continuação)

	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude
AFE	0,89	0,88	0,91	0,80	0,91
BPIEC	0,98	0,98	0,98	0,89	0,99
BPIEV	0,80	0,84	0,76	0,43	0,85
CAE	0,94	0,96	0,93	0,83	0,96
ESAE	0,69	0,81	0,51	0,44	0,79
MGA	0,77	0,84	0,65	0,19	0,86
SIA	0,80	0,89	0,69	0,44	0,89
<b>Média</b>	<b>0,84</b>	<b>0,88</b>	<b>0,78</b>	<b>0,57</b>	<b>0,89</b>

**Fundos Internacionais**

	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude
AFME	0,71	0,78	0,69	0,17	0,85
AFPI	0,88	0,83	0,93	0,78	0,90
BNUI	0,78	0,81	0,78	0,65	0,82
BNUOC	0,69	0,66	0,74	0,35	0,77
BPIA	0,86	0,83	0,92	0,78	0,87
ESME	0,68	0,72	0,69	0,11	0,87
<b>Média</b>	<b>0,77</b>	<b>0,77</b>	<b>0,79</b>	<b>0,47</b>	<b>0,85</b>

**TOTAIS DA AMOSTRA**

	P1+P2				
	Período global	Subperíodo 1	Subperíodo 2	Peq. magnitude	Grande magnitude
<b>Média</b>	<b>0,85</b>	<b>0,87</b>	<b>0,83</b>	<b>0,61</b>	<b>0,90</b>

**Anexo 4.7. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para o período global  
(regressão alternativa)**

Este anexo mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}X_{1,t} + \beta_{2c}X_{2,t} + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c} - \hat{\beta}_{1c}$	F-stat
AFAP	0,0034	0,95	0,94	13,43 ++	0,75	13,54 ++	-0,19	3,16
BPAP	0,0016	0,44	0,92	13,18 ++	0,81	14,76 ++	-0,10	0,96
BNUA	0,0015	0,38	0,90	12,04 ++	0,77	12,95 ++	-0,13	1,37
BPIP	-0,0008	-0,25	0,90	14,37 ++	0,91	18,31 ++	0,01	0,01
CV	0,0013	0,35	0,94	12,58 ++	0,75	12,67 ++	-0,19	2,80
PA	-0,0011	-0,23	0,85	9,23 ++	0,52	7,09 ++	-0,33	5,68 -
SAP	0,0064	1,73	0,87	12,10 ++	0,77	13,57 ++	-0,10	0,79
SCP	0,0032	0,68	0,85	9,33 ++	0,74	10,24 ++	-0,11	0,64
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0019</b>	<b>(0,0024)</b>	<b>0,90</b>	<b>(0,04)</b>	<b>0,75</b>	<b>(0,11)</b>	<b>-0,14</b>	<b>(0,10)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	6 (75%)	$\hat{\beta}_{2c} > \hat{\beta}_{1c}$ (%):			1 (13%)		
$\hat{\rho}_{\hat{\beta}_{1c}, \hat{\beta}_{2c}} = 0,49$								

Fundos União Europeia								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c} - \hat{\beta}_{1c}$	F-stat
AFE	-0,0035	-0,73	0,91	8,61 ++	0,90	8,17 ++	0,00	0,00
BPIEC	-0,0044	-2,16 -	0,94	21,04 ++	0,88	18,74 ++	-0,06	0,63
BPIEV	-0,0013	-0,19	0,83	5,34 ++	0,97	5,93 ++	0,14	0,24
CAE	-0,0012	-0,35	0,99	12,88 ++	0,91	11,22 ++	-0,09	0,40
ESAE	0,0044	0,75	0,55	4,23 ++	0,52	3,80 ++	-0,03	0,02
MGA	-0,0023	-0,31	0,81	4,84 ++	0,90	5,18 ++	0,10	0,11
SIA	-0,0022	-0,31	0,86	5,63 ++	0,93	5,75 ++	0,06	0,05
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0015</b>	<b>(0,0028)</b>	<b>0,84</b>	<b>(0,14)</b>	<b>0,86</b>	<b>(0,15)</b>	<b>0,02</b>	<b>(0,08)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	1 (14%)	$\hat{\beta}_{2c} > \hat{\beta}_{1c}$ (%):			3 (43%)		
$\hat{\rho}_{\hat{\beta}_{1c}, \hat{\beta}_{2c}} = 0,84$								

(Continua)

Fundos Internacionais								(Continuação)
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c} - \hat{\beta}_{1c}$	F-stat
AFME	0,0009	0,06	1,25	4,56 ++	0,94	3,30 ++	-0,31	0,39
AFPI	-0,0051	-0,96	0,74	6,70 ++	0,90	7,83 ++	0,16	0,63
BNUI	0,0033	0,41	0,83	5,07 ++	0,82	4,81 ++	-0,01	0,00
BNUOC	-0,0264	-1,87	0,90	3,11 ++	1,30	4,33 ++	0,40	0,59
BPIA	-0,0091	-1,45	0,78	6,05 ++	0,99	7,38 ++	0,21	0,80
ESME	0,0044	0,36	1,36	5,39 ++	0,55	2,09 +	-0,81	3,21
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0053</b>	<b>(0,0115)</b>	<b>0,98</b>	<b>(0,26)</b>	<b>0,92</b>	<b>(0,25)</b>	<b>-0,06</b>	<b>(0,44)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	3 (50%)	$\hat{\beta}_{2c} > \hat{\beta}_{1c}$ (%):		3 (50%)			
$\hat{\rho}_{\hat{\beta}_{1c}, \hat{\beta}_{2c}} = -0,50$								

TOTAIS DA AMOSTRA				
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\beta}_{2c} - \hat{\beta}_{1c}$
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0013</b>	<b>(0,0068)</b>	<b>0,90</b>	<b>(0,16)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	10 (48%)	$\hat{\beta}_{2c} > \hat{\beta}_{1c}$ (%):	
	Rejeitam $\alpha_c = 0$ :	1- 0--	Rejeitam $\beta_{1c} = 0$ :	21+ 21++
			Rejeitam $\beta_{2c} = 0$ :	21+ 20++
			Rejeitam $\beta_{1c} = \beta_{2c}$ :	1- 0--
$\hat{\rho}_{\hat{\beta}_{1c}, \hat{\beta}_{2c}} = -0,008$				

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

**Anexo 4.8. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para pequenas e grandes magnitudes de  $|x_t|$**

**Anexo 4.8.1. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para pequenas magnitudes de  $|x_t|$**

Este anexo mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para pequenas magnitudes de  $|x_t|$ , tomando como referência o valor mediano de  $|x_t|$ .

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0004	0,08	0,94	4,06 ++	0,034	0,08	0,65	31,01 ++
BPAP	0,0000	0,00	0,91	4,11 ++	-0,074	-0,18	0,68	35,54 ++
BNUA	-0,0001	-0,01	0,96	3,92 ++	0,018	0,04	0,64	29,41 ++
BPIP	0,0017	0,44	0,69	3,91 ++	-0,350	-1,08	0,74	46,42 ++
CV	0,0033	0,58	0,73	2,75 ++	-0,343	-0,71	0,57	22,22 ++
PA	0,0015	0,24	0,36	1,25	-0,707	-1,34	0,42	12,10 ++
SAP	0,0048	0,96	0,84	3,62 ++	0,000	0,00	0,61	25,52 ++
SCP	-0,0007	-0,13	1,02	3,99 ++	0,197	0,42	0,61	25,71 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0014</b>	<b>(0,0019)</b>	<b>0,81</b>	<b>(0,21)</b>	<b>-0,153</b>	<b>(0,292)</b>	<b>0,62</b>	<b>(0,09)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 6 (75%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 4 (50%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,33$								

Fundos União Europeia								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0008	-0,15	0,88	3,23 ++	-0,634	-1,14	0,65	30,05 ++
BPIEC	-0,0029	-0,93	0,78	5,08 ++	-0,354	-1,12	0,79	61,38 ++
BPIEV	0,0016	0,17	0,57	1,24	-0,165	-0,18	0,16	3,24
CAE	-0,0040	-0,88	1,05	4,67 ++	-0,044	-0,10	0,70	37,80 ++
ESAE	0,0030	0,31	0,63	1,32	-0,079	-0,08	0,16	3,26
MGA	0,0063	0,59	-0,09	-0,17	-0,836	-0,78	0,04	0,69
SIA	0,0074	0,68	0,11	0,20	-1,662	-1,51	0,22	4,73 +
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0015</b>	<b>(0,0044)</b>	<b>0,56</b>	<b>(0,41)</b>	<b>-0,539</b>	<b>(0,576)</b>	<b>0,39</b>	<b>(0,31)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 4 (57%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 0 (0%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,71$								

(Continua)

Fundos Internacionais							(Continuação)	
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	-0,0069	-0,32	0,39	0,44	-0,003	0,00	0,03	0,48
AFPI	0,0042	0,65	0,62	2,25 +	-0,567	-1,13	0,62	26,75 ++
BNUI	0,0105	1,04	0,72	1,68	-0,465	-0,59	0,42	12,16 ++
BNUOC	0,0022	0,11	-0,32	-0,39	-2,282	-1,52	0,17	3,47 +
BPIA	-0,0037	-0,56	0,83	2,98 ++	-0,121	-0,24	0,60	25,13 ++
ESME	-0,0121	-0,57	0,61	0,68	0,697	0,43	0,02	0,32
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0010</b>	(0,0082)	<b>0,48</b>	(0,42)	<b>-0,457</b>	(0,999)	<b>0,31</b>	(0,27)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 3 (50%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 1 (17%)				
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,56$								

TOTAIS DA AMOSTRA				
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	R <sup>2</sup>
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0008</b>	<b>0,63</b>	<b>-0,369</b>	<b>0,45</b>
	(0,0050)	(0,36)	(0,641)	(0,26)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 13 (62%)		$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 5 (24%)	
	Rejeitam $\alpha_c=0$ : 0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=0$ : 12+ 11++	Rejeitam $\beta_{2c}=0$ : 0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=\beta_{2c}=0$ : 16+ 14++
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,53$				

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

### Anexo 4.8.2. Testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981) para grandes magnitudes de $|x_t|$

Este anexo mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t}$  para grandes magnitudes de  $|x_t|$ , tomando como referência o valor mediano de  $|x_t|$ .

Fundos Nacionais								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFAP	0,0079	0,87	0,71	7,35 ++	-0,276	-1,41	0,93	217,73 ++
BPAP	0,0072	0,79	0,76	7,82 ++	-0,207	-1,05	0,93	224,03 ++
BNUA	0,0015	0,16	0,76	7,41 ++	-0,133	-0,64	0,92	185,79 ++
BPIP	0,0028	0,33	0,89	9,64 ++	-0,050	-0,27	0,95	283,86 ++
CV	-0,0022	-0,24	0,78	7,98 ++	-0,118	-0,59	0,93	211,14 ++
PA	0,0022	0,18	0,49	3,79 ++	-0,382	-1,46	0,82	77,27 ++
SAP	0,0097	1,02	0,74	7,39 ++	-0,161	-0,79	0,92	191,36 ++
SCP	0,0079	0,62	0,69	5,14 ++	-0,202	-0,74	0,86	98,57 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0046</b>	<b>(0,0041)</b>	<b>0,73</b>	<b>(0,11)</b>	<b>-0,191</b>	<b>(0,102)</b>	<b>0,91</b>	<b>(0,04)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 7 (88%)				$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 0 (0%)			
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,23$								

Fundos União Europeia								
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFE	-0,0019	-0,13	0,87	3,69 ++	-0,035	-0,08	0,83	81,86 ++
BPIEC	-0,0010	-0,18	0,83	9,83 ++	-0,144	-0,95	0,98	663,06 ++
BPIEV	0,0084	0,41	0,86	2,60 +	-0,105	-0,18	0,73	44,19 ++
CAE	0,0105	1,04	0,73	4,51 ++	-0,399	-1,37	0,92	196,15 ++
ESAE	0,0106	0,72	0,42	1,76	-0,198	-0,46	0,63	27,91 ++
MGA	0,0165	0,84	0,71	2,23 +	-0,356	-0,62	0,74	46,03 ++
SIA	0,0246	1,49	0,58	2,20 +	-0,593	-1,24	0,80	66,45 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0097</b>	<b>(0,0093)</b>	<b>0,71</b>	<b>(0,17)</b>	<b>-0,262</b>	<b>(0,196)</b>	<b>0,80</b>	<b>(0,12)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%): 5 (71%)				$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%): 0 (0%)			
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,89$								

(Continua)

Fundos Internacionais							(Continuação)	
	$\hat{\alpha}_c$	t-stat	$\hat{\beta}_{1c}$	t-stat	$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat	R <sup>2</sup>	F-stat
AFME	0,0545	1,45	0,23	0,40	-1,721	-1,67	0,74	46,48 ++
AFPI	-0,0347	-1,78	1,34	4,39 ++	0,958	1,79	0,83	77,91 ++
BNUI	-0,0324	-1,12	1,34	2,97 ++	0,934	1,18	0,69	36,64 ++
BNUOC	-0,0641	-1,34	1,95	2,62 +	1,495	1,14	0,60	25,25 ++
BPIA	-0,0386	-1,56	1,43	3,71 ++	0,987	1,46	0,78	58,01 ++
ESME	0,0208	0,68	0,36	0,76	-1,311	-1,57	0,78	58,77 ++
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>-0,0157</b>	<b>(0,0442)</b>	<b>1,11</b>	<b>(0,67)</b>	<b>0,224</b>	<b>(1,370)</b>	<b>0,74</b>	<b>(0,08)</b>
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	2 (33%)			$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%):	4 (67%)		
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,98$								

TOTAIS DA AMOSTRA				
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	R <sup>2</sup>
<b>Média (D. padrão)</b>	<b>0,0005</b>	<b>0,83</b>	<b>-0,096</b>	<b>0,82</b>
	(0,0252)	(0,40)	(0,727)	(0,11)
N.º fundos	$\hat{\alpha}_c > 0$ (%):	14 (67%)	$\hat{\beta}_{2c} > 0$ (%):	4 (19%)
	Rejeitam $\alpha_c=0$ :	0- 0--	Rejeitam $\beta_{1c}=0$ :	18+ 14++
			Rejeitam $\beta_{2c}=0$ :	0- 0--
			Rejeitam $\beta_{1c}=\beta_{2c}=0$ :	21+ 21++
$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}} = -0,96$				

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

**Anexo 4.9. Testes às hipóteses clássicas do modelo de regressão linear, para o modelo de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global**

Este anexo mostra os resultados do teste de Chow (1960) para a permanência da estrutura ( $H_0$ : Não há mudança estrutural); do teste de White (1980) para a heteroscedasticidade ( $H_0$ : Existe homoscedasticidade); do teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978) - Godfrey (1978) para a autocorrelação ( $H_0$ : Não existe autocorrelação); e, do teste de Jarque-Bera (1987) para a normalidade ( $H_0$ : Os erros seguem uma distribuição normal), relativamente à regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}X_t + \beta_{2c}Y_t + \delta_{1c}F_t + \delta_{2c}G_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos Nacionais								
	Permanência estrutura (F-Chow)		Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )		Autocorrelação ( $nR^2$ )		Normalidade (JB)	
AFAP	0,341		25,986	R	0,004		0,414	
BPAP	2,090		12,936		1,386		4,534	
BNUA	0,704		23,287	R	0,176		2,827	
BPIP	1,749		29,249	RR	3,366		2,808	
CV	2,459	R	19,657		0,003		0,451	
PA	8,285	RR	26,800	RR	5,413	R	22,356	RR
SAP	1,172		18,913		0,295		1,381	
SCP	0,459		25,191	R	0,105		2,108	

Fundos União Europeia								
	Permanência estrutura (F-Chow)		Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )		Autocorrelação ( $nR^2$ )		Normalidade (JB)	
AFE	6,015	RR	26,058	R	6,422	R	6,029	R
BPIEC	3,004	R	18,267		3,107		0,372	
BPIEV	4,548	RR	11,665		6,628	R	2,063	
CAE	3,623	RR	20,697		2,881		0,617	
ESAE	1,272		11,429		0,543		0,281	
MGA	0,881		1,838		1,110		0,788	
SIA	0,716		6,829		0,452		14,686	RR

Fundos Internacionais								
	Permanência estrutura (F-Chow)		Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )		Autocorrelação ( $nR^2$ )		Normalidade (JB)	
AFME	2,705	R	41,694	RR	1,295		27,217	RR
AFPI	3,900	RR	28,255	RR	0,083		0,426	
BNUI	0,653		13,975		1,866		5,671	
BNUOC	0,676		20,031		1,393		25,468	RR
BPIA	4,023	RR	24,837	R	0,347		0,088	
ESME	1,162		6,865		0,783		0,883	

(Continua)

## TOTAIS DA AMOSTRA

(Continuação)

	Permanência estrutura (F-Chow)	Heteroscedasticidade ( $nR^2$ )	Autocorrelação ( $nR^2$ )	Normalidade (JB)
N.º fundos				
Rejeitam $H_0$ a 5%:	9	9	3	5
Rejeitam $H_0$ a 1%:	6	4	0	4

---

R (RR): Fundos que rejeitam  $H_0$  a um nível de significância de 5% (1%)

**Anexo 4.10. Estimativas do método dos mínimos quadrados e correcção de heteroscedasticidade [White (1980)] e autocorrelação e heteroscedasticidade [Newey e West (1987)], para o modelo de Henriksson e Merton (1981) com um segundo factor para o período global**

Este anexo mostra um resumo das estimativas dos coeficientes da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \delta_{1c}F_t + \delta_{2c}G_t + \varepsilon_{c,t}$  para o período de 1996/01 a 2001/12. São também apresentados os t-estatísticos obtidos através do: método dos Mínimos Quadrado (MQ); método de White (1980) para a correcção de heteroscedasticidade; e, método de Newey e West (1987) para a correcção de autocorrelação e heteroscedasticidade.

	$\hat{\alpha}_c$	t-stat			$\hat{\beta}_{2c}$			t-stat			$\hat{\delta}_{1c}$			t-stat			$\hat{\delta}_{2c}$		
		White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West
		MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West
AFAP	0,0020	1,27	1,38	-0,040	-0,81	-0,93	0,92	8,28 ++	10,55 ++	10,67 ++	0,92	8,28 ++	10,55 ++	10,67 ++	-0,110	-0,63	-0,56	-0,59	
BPAP	-0,0001	-0,08	-0,08	0,033	0,60	0,52	0,92	7,33 ++	7,24 ++	7,67 ++	0,92	7,33 ++	7,24 ++	7,67 ++	-0,029	-0,15	-0,15	-0,18	
BNUA	-0,0013	-0,70	-0,74	0,000	-0,01	-0,01	1,13	9,12 ++	6,15 ++	6,96 ++	1,13	9,12 ++	6,15 ++	6,96 ++	0,184	0,95	0,72	0,96	
BPIP	-0,0018	-0,75	-0,98	0,122	1,83	2,31 +	0,68	4,46 ++	4,43 ++	5,37 ++	0,68	4,46 ++	4,43 ++	5,37 ++	-0,099	-0,42	-0,29	-0,33	
CV	-0,0017	-0,91	-1,08	-0,062	-1,16	-1,07	1,17	9,51 ++	11,59 ++	12,11 ++	1,17	9,51 ++	11,59 ++	12,11 ++	0,252	1,31	1,21	1,12	
PA	-0,0061	-1,76	-2,29 -	-0,236	-2,43 -	-1,55	1,43	6,46 ++	8,43 ++	8,39 ++	1,43	6,46 ++	8,43 ++	8,39 ++	0,687	1,98	2,01 +	2,33 +	
SAP	0,0065	3,49 ++	3,95 ++	0,081	1,53	1,39	0,72	6,04 ++	7,32 ++	6,85 ++	0,72	6,04 ++	7,32 ++	6,85 ++	-0,468	-2,50 -	-2,34 -	-2,06 -	
SCP	0,0025	1,14	1,35	0,104	1,67	1,62	1,04	7,34 ++	5,49 ++	6,21 ++	1,04	7,34 ++	5,49 ++	6,21 ++	-0,416	-1,88	-1,48	-1,63	

	$\hat{\alpha}_c$	t-stat			$\hat{\beta}_{2c}$			t-stat			$\hat{\delta}_{1c}$			t-stat			$\hat{\delta}_{2c}$		
		White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West	White		Newey-West
		MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West	MQ	White	Newey-West
AFE	-0,0049	-1,12	-1,32	-0,059	-0,39	-0,41	1,15	4,07 ++	2,95 ++	2,81 ++	1,15	4,07 ++	2,95 ++	2,81 ++	0,546	1,19	1,04	1,02	
BPIEC	-0,0039	-1,66	-1,97	-0,060	-0,75	-1,20	0,09	0,57	0,65	0,72	0,09	0,57	0,65	0,72	-0,058	-0,24	-0,29	-0,32	
BPIEV	0,0051	0,78	0,91	0,185	0,83	1,10	0,74	1,76	1,53	1,28	0,74	1,76	1,53	1,28	-0,923	-1,36	-1,21	-1,03	
CAE	-0,0061	-2,08 -	-2,15 -	-0,184	-1,81	-1,94	1,27	6,65 ++	5,46 ++	4,41 ++	1,27	6,65 ++	5,46 ++	4,41 ++	1,187	3,85 ++	3,64 ++	3,15 ++	
ESAE	0,0041	0,66	0,66	-0,066	-0,31	-0,27	0,93	2,33 +	2,56 +	2,65	0,93	2,33 +	2,56 +	2,65	0,293	0,45	0,43	0,48	
MGA	0,0018	0,33	0,34	0,093	0,51	0,37	1,57	4,58 ++	4,59 ++	4,87 ++	1,57	4,58 ++	4,59 ++	4,87 ++	-0,297	-0,53	-0,54	-0,61	
SIA	0,0040	0,90	0,75	0,091	0,59	0,57	1,25	4,35 ++	4,89 ++	4,63 ++	1,25	4,35 ++	4,89 ++	4,63 ++	-0,748	-1,60	-1,50	-1,27	

(Continua)

**Fundos Internacionais** (Continuação)

	$\hat{\alpha}_c$	t-stat		$\hat{\beta}_{2c}$	t-stat		$\hat{\delta}_{1c}$	t-stat		$\hat{\delta}_{2c}$	t-stat				
		MQ	White		Newey-West	MQ		White	Newey-West		MQ	White	Newey-West		
AFME	0,0074	0,88	0,80	0,82	-0,215	-0,48	-0,47	1,74	5,85 ++	4,52 ++	5,92 ++	0,202	0,47	0,40	0,51
AFPI	-0,0059	-1,12	-1,20	-1,26	0,176	0,91	1,10	0,62	3,37 ++	3,38 ++	3,74 ++	0,301	1,12	1,10	1,32
BNUI	0,0014	0,18	0,16	0,19	0,009	0,03	0,05	0,91	3,20 ++	1,99	1,97	0,497	1,20	0,84	0,91
BNUOC	-0,0102	-1,14	-1,17	-0,96	0,523	1,86	1,30	1,27	4,02 ++	5,60 ++	5,33 ++	-0,693	-1,51	-1,47	-1,42
BPIA	-0,0038	-0,52	-0,65	-0,78	0,233	1,03	1,16	-0,04	-0,15	-0,23	-0,28	-0,411	-1,11	-1,45	-1,65
ESME	0,0110	1,31	1,14	1,02	-0,726	-2,75 --	-2,45 -	1,50	5,05 ++	4,72 ++	5,75 ++	0,103	0,24	0,23	0,28

**TOTAIS DA AMOSTRA**

N.º fundos	$\hat{\alpha}_c$	MQ	White	Newey-West	$\hat{\beta}_{2c}$	Rej. $\beta_{2c}=0$ :	t-stat		$\hat{\delta}_{1c}$	Rej. $\delta_{1c}=0$ :	t-stat		$\hat{\delta}_{2c}$	MQ	White	Newey-West
							MQ	White			MQ	White				
		1- 1+ 1++ 2- 1+ 1++ 2- 1+ 1++	1- 0--	1- 1+		Rej. $\beta_{2c}=0$ :	2- 1--		Rej. $\delta_{1c}=0$ :	16+ 16++	17+ 16++		1- 1+ 1++	1- 2+ 1++	1- 2+ 1++	

- (--) : Estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

## CAPÍTULO 5 - CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTURA INVESTIGAÇÃO

A avaliação do desempenho dos gestores de investimentos tem constituído, nas últimas décadas, um dos temas de maior interesse na área das finanças, quer dentro quer fora do meio académico. Fruto deste interesse, surgem as primeiras medidas de avaliação do desempenho ajustadas ao risco, também chamadas de medidas tradicionais, as quais têm sido alvo de variadas críticas, em particular por não admitirem a possibilidade de alteração do nível de risco sistemático das carteiras como resultado de estratégias de *timing*. Neste contexto, vários têm sido os investigadores a desenvolverem outros trabalhos no domínio da avaliação do desempenho, particularmente na medição/avaliação das capacidades de selectividade e *market timing* dos gestores.

O presente trabalho tem, precisamente, como principal objectivo, através da metodologia de Henriksson e Merton (1981), investigar as duas capacidades anteriores, em relação a uma amostra de 21 FIM portugueses, subdivididos em três grupos: fundos nacionais, fundos União Europeia e fundos internacionais.

Os motivos para a escolha desta temática encontram-se, por um lado: na importante alternativa de investimento que os FIM têm vindo a constituir, na última década, em Portugal; na crescente internacionalização de activos financeiros, que justificam a divisão tripartida dos FIM; e, no ainda reduzido número de estudos que têm investigado o desempenho dos gestores portugueses deste tipo de produtos financeiros. Por outro lado, no facto do modelo de Henriksson e Merton (1981) apresentar uma base teórica para separar explicitamente selectividade e *timing*, e pela capacidade de *timing* negativa e correlação negativa entre as duas componentes que, curiosamente, este modelo tem vindo a evidenciar nos vários trabalhos que o utilizam.

Numa primeira fase, os resultados empíricos revelam que, apesar de um esforço de diversificação das carteiras, os gestores não demonstram capacidade de superar o mercado.

De facto, os valores obtidos para as medidas de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968) são bastante baixos, com um número considerável de fundos a evidenciar desempenho negativo, o que, de resto, é consistente com a generalidade dos estudos empíricos efectuados com estas medidas.

Quando se aplica a metodologia de Henriksson e Merton (1981) os resultados são distintos, consoante se utilizam os testes não paramétricos e paramétricos.

Os testes não paramétricos evidenciam um bom desempenho global<sup>150</sup> dos gestores. No entanto, a utilização de uma *proxy* (estratégia passiva) para as previsões dos gestores relativamente ao mercado, parece levar os testes não paramétricos a captar mais a capacidade dos fundos em seguirem essa estratégia passiva definida, do que propriamente a avaliarem o desempenho global. Assim, os resultados obtidos devem ser interpretados com cautela, dado que o uso destes testes parece ficar condicionado à disponibilidade das previsões dos gestores.

Relativamente aos testes paramétricos, os seus resultados são consistentes com as medidas tradicionais, ao indicarem que os gestores de FIM portugueses não possuem capacidades de seleccionarem títulos sub ou sobreavaliados (selectividade) nem de preverem os movimentos do mercado (*market timing*), de forma a ajustarem as carteiras em conformidade. Efectivamente, não há nenhum fundo a mostrar valores significativamente positivos em qualquer uma das componentes. Pelo contrário, dois fundos, um em selectividade (BPIEC) e outro em *timing* (PA), apresentam valores significativamente negativos, a um nível de significância de 5%, para o período global.

Vários factores poderão contribuir para explicar a inexistência de capacidades de selectividade e *timing* dos gestores de fundos. O comportamento aleatório do beta das acções, o não ajuste propositado deste parâmetro (dado que os custos de transacção envolvidos poderão não justificar a potencial rendibilidade adicional proveniente da alteração da composição dos fundos), assim como as próprias incapacidades dos gestores para avaliarem individualmente os títulos e para preverem as mudanças nas condições de mercado [Fabozzi e

---

<sup>150</sup> Note-se que, o objectivo dos testes não paramétricos é avaliar a capacidade de *market timing* dos gestores, no entanto, pelas razões já apresentadas, estes testes passaram a avaliar o desempenho global.

Francis (1979)], poderão ser algumas das potenciais explicações para estes resultados. Outras possíveis causas podem ser atribuídas a restrições de ordem legal, que contribuem para a redução da independência dos gestores de fundos, além de que “*the most important decisions are made by investors when they decide what kinds of funds to buy*” (Rao, 2001, pp. 64). Além disso, há ainda que reflectir sobre o facto de as rendibilidades dos índices não considerarem impostos e as dos FIM serem líquidas dos mesmos.

Em todo o caso, e em termos gerais, a incapacidade dos gestores quer ao nível global, quer ao nível das actividades de selectividade e *timing*, é consistente com a hipótese de eficiência dos mercados. De facto, “*if a market is efficient and, thus, stocks are always fairly priced, ending up with market-beating returns is a matter of luck, not skill*” (Rao, 2001, pp. 64). Desta forma, uma atitude coerente dos investidores poderá passar por seguir o mercado, através de fundos de índices. Neste sentido, mais do que tentar superar o mercado, os investidores procuram, sobretudo, serviços de diversificação proporcionados pelos FIM.

Às conclusões agora obtidas podem ser colocadas algumas reservas devidos às limitações inerentes ao presente estudo. De facto, a reduzida dimensão da amostra e do período de estudo, assim como a divisão do mesmo em apenas dois subperíodos, a utilização de apenas rendibilidades mensais, a existência de alguma não normalidade nos termos erro, assim como alguma evidência de não permanência da estrutura da equação 3.8, ao longo do período estudado, são algumas das questões que se poderão colocar no âmbito deste estudo.

De qualquer forma, razões mais profundas, as quais têm a ver com a natureza do modelo de Henriksson e Merton (1981) poderão ajudar a explicar os resultados obtidos. De facto, se por um lado, a acentuada correlação negativa verificada entre as duas componentes do desempenho, sendo esta mais evidente para os fundos internacionais, pode ser atribuída a actividades de especialização dos fundos [como o fazem Bello e Janjigian (1997)], por outro, pode dever-se a uma limitação do próprio modelo, em medir as contribuições individuais da selectividade e do *timing*. No entanto, poderá ainda alegar-se que a forte relação existente entre ambas pode dificultar a sua separação, e conseqüente avaliação. Saliente-se assim, que este fenómeno continua, ainda, a ser um enigma na literatura financeira!

Esta investigação, para além de aplicar o modelo de Henriksson e Merton (1981) sob vários cenários, expande também o mesmo para o contexto da APT, através da inclusão de um segundo factor na equação 3.8. Apesar da definição deste segundo factor poder ser questionada (limitação esta que está inerente à própria aplicação da APT), este desenvolvimento do trabalho levanta/reforça duas importantes questões na avaliação do desempenho.

Por um lado, identifica uma possível deficiente especificação da carteira de mercado utilizada e/ou a omissão de factores importantes no modelo de Henriksson e Merton (1981) que contribuam, para além da carteira de mercado, para a explicação da rendibilidade dos fundos. Realça-se, desta forma, a importante questão da carteira de mercado, ou melhor, do *benchmark* utilizado, a qual está intimamente associada ao problema da classificação dos fundos. De facto, mais do que à classificação dos fundos, o *benchmark* a escolher deverá atender à composição das carteiras. Assim, uma das formas de ultrapassar esta dificuldade consiste na utilização dos “*Style Indexes*” ou de “*Sharpe Benchmarks*” [Sharpe (1992)], que poderão constituir outras linhas de investigação para a avaliação das capacidades dos gestores de carteiras.

Por outro, os resultados obtidos, através da utilização da APT, sugerem a existência de estratégias de investimento similares entre os fundos (“*herding behaviour*”). Contudo, este efeito carece de uma análise mais aprofundada. Por um lado, pode dever-se à grande concentração de fundos na posse das SGFIM verificada em Portugal, levando, por razões de economias de escala, à aquisição/venda dos mesmos títulos em vários fundos. Por outro, pode não haver “imitação” de estratégias entre os gestores, mas muito simplesmente porque estes possuem informações idênticas e, por isso, tomam decisões também idênticas. Nesta área saliente-se o trabalho que está a ser desenvolvido, actualmente, por Lobão e Serra (2002) para FIM portugueses.

Outra das linhas de trabalho que actualmente está a ser prosseguida na área da avaliação do desempenho refere-se aos modelos condicionais, os quais incorporam na avaliação do desempenho informação pública relacionada com condições económicas [Ferson e Schadt (1996)]. Assim, uma das possíveis extensões desta metodologia é ao nível do *timing*

condicional, na sequência dos recentes trabalhos desenvolvidos por Becker, Ferson, Myers e Schill (1999), Sawicki e Ong (2000) e Patro (2001), a qual poderá permitir uma melhor avaliação das capacidades de *timing* dos gestores.

## BIBLIOGRAFIA

- Admati, A.; Ross, S.**, 1985, "Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model", *The Journal of Business* (January), vol. 58, n.° 1, pp. 1-26.
- Alexander, G.; Stover, R.**, 1980, "Consistency of mutual fund performance during varying market conditions", *Journal of Economics and Business* (Spring), vol. 32, n.° 3, pp. 219-226.
- Ang, S.; Chua, J.**, 1979, "Composite measures for the evaluation of investment performance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (June), vol. 14, n.° 2, pp. 361-384.
- Armada, M.**, 1992, "On the investigation of timing and selectivity in portfolio management", PhD Dissertation (December), Manchester Business School.
- Baesel, J.; Shows, G.; Thorpe, E.**, 1982, "Can Joe Graville time the market", *The Journal of Portfolio Management* (Spring), vol. 8, n.° 3, pp. 5-9.
- Bauer, R.; Dahlquist, J.**, 2001, "Market timing and roulette wheels", *Financial Analysts Journal* (January/February), vol. 57, n.° 1, pp. 28-40.
- Becker, C.; Ferson, W.; Myers, D.; Schill, M.**, 1999, "Conditional market timing with benchmark investors", *Journal of Financial Economics* (April), vol. 52, n.° 1, pp. 119-148.
- Bello, Z.; Janjigian, V.**, 1997, "A reexamination of the market-timing and security-selection performance of mutual funds", *Financial Analysts Journal* (September/October), vol. 53, n.° 5, pp. 24-30.
- Blume, M.**, 1971, "On the assessment of risk", *The Journal of Finance* (March), vol. 26, n.° 1, pp. 1-10.
- Blume, M.**, 1975, "Betas and their regression tendencies", *The Journal of Finance* (June), vol. 30, n.° 3, pp. 785-795.
- Bogle, J.; Twardowski, J.**, 1980, "Institutional investment performance compared: banks, investment counsellors, insurance companies and mutual funds", *Financial Analysts Journal* (January/February), vol. 36, n.° 1, pp. 33-41.
- Bollen, N.; Busse, J.**, 2001, "On the timing ability of mutual fund managers", *The Journal of*

- Finance* (June), vol. 56, n.° 3, pp. 1075-1094.
- Bos, T.; Newbold, P.**, 1984, "An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model", *The Journal of Business* (January), vol. 58, n.° 1, pp. 35-41.
- Bower, R.; Wipperfurth, R.**, 1969, "Risk-return measurement in portfolio selection and performance appraisal models: progress report", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 4, n.° 4, pp. 417-447.
- Breusch, T.**, 1978, "Testing for autocorrelation in dynamic linear models", *Australian Economic Papers*, vol. 17, pp. 334-355.
- Brightman, J.; Haslanger, B.**, 1980, "Past investment performance: seductive but deceptive", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 6, n.° 2, pp. 43-45.
- Brown, K.; Brown, G.**, 1987, "Does the composition of the market portfolio really matter?", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 13, n.° 2, pp. 26-32.
- Brown, S.; Goetzmann, W.; Ibbotson, R.; Ross, S.**, 1992, "Survivorship bias in performance studies", *The Review of Financial Studies*, vol. 5, n.° 4, pp. 553-580.
- Cataquet, H.; Armada, M.**, 1992, "Market timing and mutual fund performance: conditional betas and the case of the U.K.", *Working Paper n.° 231*, Manchester Business School.
- Chance, D.; Hemler, M.**, 1999, "The performance of professional market timers: daily evidence from executed strategies", *Working Paper*, Pamplin College of Business, Virginia Tech, in: **Goetzmann, W.; Ingersoll, J.; Ivkovic, Z.**, 2000, "Monthly measurement of daily timers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), vol. 35, n.° 3, pp. 257-290.
- Chang, E.; Lewellen, W.**, 1984, "Market timing and mutual fund investment performance", *The Journal of Business* (January), vol. 57, n.° 1, pp. 57-72.
- Chang, E.; Lewellen, W.**, 1985, "An arbitrage pricing approach to evaluating mutual fund performance", *The Journal of Financial Research* (Spring), vol. 8, n.° 1, pp. 15-30.
- Chen, S.; Jang, H.**, 1994, "On selectivity and market timing ability of U.S.- Based international mutual funds: using refined Jensen's measure", *Global Finance Journal* (Spring), vol. 5, n.° 1, pp. 1-15.
- Chen, S.; Lee, C.**, 1981, "The sampling relationship between Sharpe's performance measure and its risk proxy: sample size, investment horizon and market conditions", *Management Science* (June), vol. 27, n.° 6, pp. 607-618.

- Chen, S.; Lee, C.**, 1986, "The effects of the sample size, the investment horizon and market conditions on the validity of composite performance measures: a generalization", *Management Science* (November), vol. 32, n.º 11, pp. 1410-1421.
- Chen, C.; Lee, C.; Rahman, S.; Chan, A.**, 1990, "A cross-sectional analysis of mutual funds market timing and security selection skill", Series ed: Federal Reserve Bank of New York, *Research paper n.º 9014* (June), 30 pages.
- Chen, N.; Roll, R., Ross, S.**, 1986, "Economic forces and the stock market", *The Journal of Business* (July), vol. 59, n.º 3, pp. 383-403.
- Chen, C.; Stockum, S.**, 1986, "Selectivity, market timing and random beta behaviour of mutual funds: a generalized model", *The Journal of Financial Research* (Spring), vol. 9, n.º 1, pp. 87-96.
- Chow, G.**, 1960, "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica* (July), vol. 28, n.º 3, pp. 591-605.
- Chua, J.; Woodward, R.; To, E.**, 1987, "Potential gains from stock market timing in Canada", *Financial Analysts Journal* (September/October), vol. 43, n.º 5, pp. 50-56.
- Coggin, T.; Fabozzi, F.; Rahman, S.**, 1993, "The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation", *The Journal of Finance* (July), vol. 48, n.º 3, pp. 1039-1055.
- Connor, G.; Korajczyk, R.**, 1986, "Performance measurement with the arbitrage pricing theory: a new framework for analysis", *Journal of Financial Economics* (March), vol. 15, n.º 3, pp. 373-394.
- Connor, G.; Korajczyk, R.**, 1991, "The attributes, behaviour and performance of US mutual funds", *Review of Quantitative Finance and Accounting* (January), vol. 1, n.º 1, pp. 5-26.
- Copeland, T.; Weston, J.**, 1989, *Financial theory and corporate policy*, Addison Wesley.
- Cortez, M.**, 1993, "Sobre a avaliação da performance de fundos de investimento", Tese de Mestrado em Gestão, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.
- Cortez, M.; Armada, M.**, 1997, "On mutual fund performance evaluation", *Estudos de Gestão*, vol. 3, n.º 3, pp. 145-163.
- Cortez, M.; Paxson, D.; Armada, M.**, 1999, "Persistence in Portuguese mutual fund performance", *The European Journal of Finance*, vol. 5, n.º 4, pp. 342-365.
- Cumby, R.; Glen, J.**, 1990, "Evaluating the performance of the international mutual funds", *The Journal of Finance* (June), vol. 45, n.º 2, pp. 497-521.

- DeBondt, W.; Thaler, R.; Bernstein, P.**, 1985, "Does the stock market overreact?/Discussion", *The Journal of Finance* (July), vol. 40, n.° 3, pp. 793-808.
- Dellva, W.; DeMaskey, A.; Smith, C.**, 2001, "Selectivity and market timing performance of fidelity sector mutual funds", *The Financial Review* (February), vol. 36, n.° 1, pp. 39-54.
- Dhrymes, P.; Friend, I.; Gultekin, N.**, 1984, "A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory", *The Journal of Finance* (June), vol. 39, n.° 2, pp. 323-346.
- Droms, W.**, 1989, "Market timing as an investment policy", *Financial Analysts Journal* (January/February), vol. 45, n.° 1, pp. 73-77.
- Droms, W.; Walker, D.**, 1994, "Investment performance of international mutual funds", *Journal of Financial Research* (Spring), vol. 17, n.° 1, pp. 1-14.
- Durbin, J.; Watson, G.**, 1951, "Testing for serial correlation in least-squares regression", *Biometrika*, vol. 38, pp. 159-177.
- Dybvig, P.**, 1983, "An explicit bound on individual assets deviations from APT pricing in a finite economy", *Journal of Financial Economics* (December), vol. 12, n.° 4, pp. 483-496.
- Dybvig, P.; Ross, S.**, 1985a, "Differential information and performance measurement using a security market line", *The Journal of Finance* (June), vol. 40, n.° 2, pp. 383-398.
- Dybvig, P.; Ross, S.**, 1985b, "The analytics of performance measurement using a security market line", *The Journal of Finance* (June), vol. 40, n.° 2, pp. 401-416.
- Elton, E.; Gruber, M.**, 1991, "Differential information and timing ability", *Journal of Banking and Finance* (February), vol. 15, n.° 1, pp. 117-131.
- Elton, E.; Gruber, M.**, 1995, *Modern portfolio theory and investment analysis*, Fifth edition, John Wiley & Sons, Inc, New York.
- Elton, E.; Gruber, M.; Das, S.; Hlavka, M.**, 1993, "Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios", *Review of Financial Studies*, vol. 6, n.° 1, pp. 1-22.
- Eun, C.; Kolodny, R.; Resnick, B.**, 1991, "U.S.-Based international mutual funds: a performance evaluation", *The Journal of Portfolio Management* (Spring), vol. 17, n.° 3, pp. 88-94.
- Evans, J.; Archer, S.**, 1968, "Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis", *The Journal of Finance* (December), vol. 23, n.° 5, pp. 761-767.

- Fabozzi, F.; Francis, J.**, 1978, "Beta as a random coefficient", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (March), vol. 13, n.° 1, pp. 101-116.
- Fabozzi, F.; Francis, J.**, 1979, "Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination", *The Journal of Finance* (December), vol. 34, n.° 5, pp. 1243-1250.
- Fama, E.**, 1972, "Components of investment performance", *The Journal of Finance* (June), vol. 27, n.° 3, pp. 551-567.
- Fama, E.; French, K.**, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* (February), vol. 33, n.° 1, pp. 3-56.
- Ferguson, R.**, 1980, "Performance measurement doesn't make sense", *Financial Analysts Journal* (May-June), vol. 36, n.° 3, pp. 59-69.
- Ferguson, R.**, 1986, "The trouble with performance measurement", *Journal of Portfolio Management* (Spring), vol. 12, n.° 3, pp. 4-9.
- Ferson, W.; Schadt, R.**, 1996, "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *The Journal of Finance* (June), vol. 51, n.° 2, pp. 425-461.
- Fielitz, B.; Greene, M.**, 1980, "Shortcomings in portfolio evaluation via MPT", *Journal of Portfolio Management* (Summer), vol. 6, n.° 4, pp. 13-19.
- Fletcher, J.**, 1995, "An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts", *Journal of Business Finance and Accounting* (January), vol. 22, n.° 1, pp. 143-156.
- Fox, E.**, 1968, "Comparing performance of equity pension trusts", *Financial Analysts Journal* (September/October), vol. 24, n.° 5, pp. 121-129.
- Francis, J.; Fabozzi, F.**, 1980, "Stability of mutual fund systematic risk statistic", *Journal of Business Research* (June), vol. 8, n.° 2, pp. 263-275.
- Friend, I.; Blume, M.**, 1970, "Measurement of portfolio performance under uncertainty", *The American Economic Review* (September), vol. 70, n.° 4, pp. 561-575.
- Friend, I.; Brown, F.; Herman, E.; Vickers, D.**, 1962, "A study of mutual funds", *US Government Printing Office*, pp. 16-21 and 294-358.
- Friend, I.; Vickers, D.**, 1965, "Portfolio selection and investment performance", *The Journal of Finance* (September), vol. 20, n.° 3, pp. 391-415.
- Gaumnitz, J.**, 1970, "Appraising performance of investment portfolios", *The Journal of Finance* (June), vol. 25, n.° 3, pp. 555-560.

- Godfrey, L.**, 1978, "Testing against general autoregressive and moving average error models when regressors include lagged dependent variables", *Econometrica*, vol. 48, pp. 1293-1302.
- Goetzmann, W.; Ingersoll, J.; Ivkovic, Z.**, 2000, "Monthly measurement of daily timers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), vol. 35, n.° 3, pp. 257-290.
- Good, W.**, 1983, "Measuring performance", *Financial Analysts Journal* (May/June), vol. 39, n.° 3, pp. 19-23.
- Grant, D.**, 1977, "Portfolio performance and the "cost" of timing decisions", *The Journal of Finance* (June), vol. 32, n.° 3, pp. 837-845.
- Grinblatt, M.; Titman, S.**, 1983, "Factor pricing in a finite economy", *Journal of Financial Economics* (December), vol. 12, n.° 4, pp. 497-507.
- Grinblatt, M.; Titman, S.**, 1985, "Approximate factor structures: interpretations and implications for empirical tests", *The Journal of Finance*, vol. 40, n.° 5, pp. 1367-1373.
- Grinblatt, M.; Titman, S.**, 1989a, "Portfolio performance evaluation: old issues and new insights", *The Review of Financial Studies*, vol. 2, n.° 3, pp. 393-422.
- Grinblatt, M.; Titman, S.**, 1989b, "Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings", *Journal of Business* (July), vol. 62, n.° 3, pp. 393-416.
- Grinblatt, M.; Titman, S.**, 1993, "Performance measurement without benchmarks: an examination of mutual fund returns", *Journal of Business* (January), vol. 66, n.° 1, pp. 47-68.
- Gruber, M.**, 1996, "Another puzzle: the growth in actively managed mutual funds", *Journal of Finance* (July), vol. 51, n.° 3, pp. 783-810.
- Henriksson, R.**, 1984, "Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation", *The Journal of Business* (January), vol. 57, n.° 1, pp. 73-96.
- Henriksson, R.; Merton, R.**, 1981, "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills", *The Journal of Business* (October), vol. 54, n.° 4, pp. 513-533.
- Ingersoll, J.**, 1984, "Some results in the Theory of Arbitrage Pricing", *The Journal of Finance* (September), vol. 39, n.° 4, pp. 1021-1039.
- Jacquillat, B.; Solnik, B.**, 1990, *Marchés financiers – Gestion de portefeuille et des risques*, Second Édition, Dunod, Paris.
- Jegadeesh, N.; Titman, S.**, 1993, "Return to buying winners and selling losers: implications

- for stock market efficiency”, *The Journal of Finance* (March), vol. 48, n.º1, pp 65-91.
- Jagannathan, R.; Korajczyk, R.**, 1986, “Assessing the market timing performance of managed portfolios”, *The Journal of Business* (April), vol. 59, n.º 2, pp. 217-235.
- Jarque, C.; Bera, A.**, 1987, “A test for normality of observations and regression residuals”, *International Statistic Review*, vol. 55, n.º 2, pp 163-172.
- Jensen, M.**, 1968, “The performance of mutual funds in the period 1945-1964”, *The Journal of Finance* (May), vol. 23, n.º 2, pp. 389-416.
- Jensen, M.**, 1969, “Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios”, *The Journal of Business* (April), vol. 42, n.º 2, pp. 167-247.
- Jensen, M.**, 1972, “Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance”, *Mathematical Models in Investment and Finance*, edited by Szego and Shell, North-Holland Press, pp. 310-335.
- Kao, G.; Cheng, L.; Chan, K.**, 1998, “International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions”, *The Financial Review* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 127-144.
- Klemkosky, R.**, 1973, “The bias in composite performance measures”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (June), vol. 8, n.º 3, pp. 505-514.
- Klemkosky, R.; Maness, T.**, 1978, “The predictability of real portfolio risk levels”, *Journal of Finance* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 631-639.
- Kon, S.**, 1983, “The market-timing performance of mutual fund managers”, *The Journal of Business* (July), vol. 56, n.º 3, pp. 323-347.
- Kon, S.; Jen, F.**, 1978, “Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolio: an application of switching regression”, *The Journal of Finance* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 457-475.
- Kon, S.; Jen, F.**, 1979, “The investment performance of mutual funds: an empirical investigation of timing, selectivity, and market efficiency”, *The Journal of Business* (April), vol. 52, n.º 2, pp. 263-289.
- Lee, C.; Jen, F.**, 1978, “Effects of measurement errors on systematic risk and performance measure of a portfolio”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (June), vol. 13, n.º 2, pp. 299-312.
- Lee, C.; Rahman, S.**, 1990, “Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation”, *The Journal of Business* (April), vol. 63, n.º 2, pp. 261-278.

- Lehmann, B.; Modest, D.**, 1987, "Mutual fund performance evaluation: A comparison of benchmarks and benchmarks comparisons", *The Journal of Finance* (June), vol. 42, n.º 2, pp.233-265.
- Lerner, E.; Theerathorn, P.**, 1983, "The returns of different investment strategies", *The Journal of Portfolio Management* (Summer), vol. 9, n.º 4, pp. 26-28.
- Levhari, D., Levy, H.**, 1977, "The Capital Asset Pricing Model and the investment horizon", *The Review of Economics and Statistics* (February), vol. 59, n.º 1, pp. 92-104.
- Levy, H.**, 1972, "Portfolio performance and the investment horizon", *Management Science* (August), vol. 18, n.º 12, pp. 645-653.
- Levy, H.**, 1981, "The CAPM and the investment horizon", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 7, n.º 2, pp. 32-40.
- Levy, H.**, 1984, "Measuring risk and performance over alternative investment horizons", *Financial Analysts Journal* (March/April), vol. 40, n.º 2, pp. 61-68.
- Levy, R.**, 1971, "On the short-term stationarity of beta coefficients", *Financial Analysts Journal* (November-December), vol. 27, n.º 6, pp. 55-62.
- Lintner, J.**, 1965, "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *The Review of Economics and Statistics* (February), vol. 47, n.º 1, pp. 13-37.
- Lobão, J., Serra, A.**, 2002, "Herding behavior - Evidence from Portuguese mutual funds", *Working Paper* (March), Proceedings da 2<sup>nd</sup> Conference of the Portuguese Finance Network, CD-ROM.
- Markowitz, H.**, 1952, "Portfolio selection", *The Journal of Finance* (March), vol. 8, n.º 1, pp. 77-91.
- Mayers, D.; Rice, E.**, 1979, "Measuring portfolio performance and the empirical content of asset pricing models", *Journal of Financial Economics* (March), vol. 7, n.º 1, pp. 3-28.
- Merton, R.**, 1981, "On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts", *The Journal of Business* (July), vol. 54, n.º 3, pp. 363-406.
- Miller, T.; Gressis, N.**, 1980, "Nonstationarity and evaluation of mutual fund performance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), vol. 15, n.º 3, pp. 639-654.
- Mills, H.**, 1970, "On the measurement of fund performance", *The Journal of Finance* (December), vol. 25, n.º 5, pp. 1125-1131.
- Morris, R.; Pope, P.**, 1981, "The Jensen measure of portfolio performance in an Arbitrage

- Pricing Theory context”, *Journal of Business Finance and Accounting* (Summer), vol. 8, n.° 2, pp. 203-221.
- Moses, E.; Cheney, J.**, 1989, *Investments: Analysis, selection and management*, West Publishing Company.
- Mossin, J.**, 1966, “Equilibrium in a capital asset market”, *Econometrica* (October), vol. 34, n.° 4, pp. 768-783.
- Newbould, G.; Poon, P.**, 1993, “The minimum number of stocks needed for diversification”, *Financial Practice and Education* (Autumn), pp. 85-87.
- Newey, W.; West, K.**, 1987, “A simple positive semidefinite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica*, vol. 55, n.° 3, pp. 703-708.
- Patro, D.**, 2001, “Measuring performance of international closed-end funds”, *Journal of Banking and Finance* (September), vol. 25, n.° 9, pp. 1741-1767.
- Peterson, D.; Rice, M.**, 1980, “A note on the ambiguity in portfolio performance measures”, *The Journal of Finance* (December), vol. 35, n.° 5, pp. 1251-1256.
- Pfleiderer, P.; Bhattacharya, S.**, 1983, “A note on performance evaluation”, *Technical Report n.° 714* (October), Stanford University, Graduate School of Business, 23 pages.
- Pogue, G.; Conway, W.**, 1972, “On the stability of mutual fund beta values”, (June), *Working Paper* (June), MIT, Sloan School of Management, in: **Klemkosky, R.; Maness, T.**, 1978, “The predictability of real portfolio risk levels”, *Journal of Finance* (May), vol. 33, pp. 631-639.
- Quandt, R.**, 1972, “A new approach to estimating switching regressions”, *American Statistical Association Journal* (June), vol. 67, n.° 338, pp. 306-310, in: **Kon, S.; Jen, F.**, 1978, “Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolio: an application of switching regression”, *The Journal of Finance* (May), vol. 33, n.° 2, pp. 457-475.
- Rao, S.**, 2000, “Market timing and mutual fund performance”, *American Business Review* (June), vol. 18, n.° 2; pp. 75-79.
- Rao, S.**, 2001, “Mutual fund performance during up and down market conditions”, *Review of Business* (Spring), vol. 22, n.° 1/2, pp. 62-65.
- Roll, R.**, 1977, “A critique of the asset pricing theory’s tests. Part I: on past and potential testability of the theory”, *Journal of Financial Economics* (March), vol. 4, n.° 2, pp. 129-176.

- Roll, R.**, 1978, "Ambiguity when performance is measured by the security market line", *The Journal of Finance* (September), vol. 33, n.º 4, pp. 1051-1069.
- Roll, R.**, 1979, "A reply to Mayers and Rice", *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 391-400.
- Roll, R.**, 1980, "Performance evaluation and benchmark errors I", *The Journal of Portfolio Management* (Summer), vol. 6, n.º 4, pp. 5-12.
- Roll, R.**, 1981, "Performance evaluation and benchmark errors II", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 7, n.º 2, pp. 17-22.
- Ross, S.**, 1976, "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* (December), vol. 13, n.º 3, pp. 341-360.
- Ross, S.**, 1977, "Risk, return and arbitrage", in: *Risk and return in Finance*, Friend & Bicksler Ed., Cambridge, MA, pp. 189-218.
- Samuels, J.**, 1968, "The performance of unit trusts", *Bankers Magazine* (August), pp. 80-87.
- Santos, C.**, 1995, "Assimetria de informação e avaliação da performance de gestores de investimento", Tese de Mestrado em Gestão de Empresas, Universidade do Minho, Braga.
- Sawicki, J.; Ong, F.**, 2000, "Evaluating fund performance using conditional measures: Australian evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 8, n.º 3/4, pp. 505-528.
- Sharpe, W.**, 1963, "A simplified model for portfolio analysis", *Management Science* (January), pp. 277-293.
- Sharpe, W.**, 1964, "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *The Journal of Finance* (September), vol. 19, n.º 3, pp. 425-442.
- Sharpe, W.**, 1966, "Mutual fund performance", *Journal of Business* (January), vol. 39, n.º 1, pp. 119-138.
- Sharpe, W.**, 1992, "Asset allocation: management style and performance measurement", *Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 18, n.º 2, pp. 7-19.
- Sharpe, W.; Alexander, G.; Bailey, J.**, 1999, *Investments*, Sixth edition, Prentice-Hall Inc., New Jersey.
- Shawky, H.**, 1982, "Un update on mutual funds: better grades", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 8, n.º 2, pp. 29-34.
- Shukla, R.; Trzcinka, C.**, 1994, "Persistent performance in the mutual fund market: tests with funds and investment advisers", *Review of Quantitative Finance and Accounting*,

- vol. 4, n.º 2, pp. 114-135.
- Sunder, S.**, 1980, "Stationarity of market risk: random coefficient tests for individual stocks", *The Journal of Finance* (September), vol. 35, n.º 4, pp. 883-896.
- Tobin, J.**, 1958, "Liquidity preference as behavior towards risk", *Review of Economics Studies* (February), vol. 25, n.º 67, pp. 65-85.
- Treynor, J.**, 1965, "How to rate management of investment funds", *Harvard Business Review* (January-February), vol.43, n.º 1, pp.63-75.
- Treynor, J.; Mazuy, K.**, 1966, "Can mutual funds outguess the market?", *Harvard Business Review* (July/August), vol. 44, n.º 4, pp. 131-136.
- Veit, E.; Cheney, J.**, 1982, "Are mutual funds market timers?", *The Journal of Portfolio Management* (Winter), vol. 8, n.º 2, pp. 35-42.
- Vieira, E.**, 1995, "A metodologia de Henriksson e Merton na detecção da performance de fundos de pensões", Tese de Mestrado em Gestão de Empresas, Universidade do Minho, Braga.
- Wagner, W.; Lau, S.**, 1971, "The effect of diversification on risk", *Financial Analysts Journal* (November/December), vol. 27, n.º 6, pp. 48-53.
- White, H.**, 1980, "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica* (May), vol. 48, n.º 4, pp. 817-838.
- Williamson, J.**, 1971, "Performance of Canadian mutual funds: 1961-1970", *The Business Quarterly* (Autumn), pp. 94-105.
- Wilson, J.; Jones, C.**, 1981, "The relationship between performance and risk: whence the bias", *The Journal of Financial Research* (Summer), vol. 4, n.º 2, pp. 103-107.

