

Éder
Oliveira



CAPACIDADES DE TIMING E SELECTIVIDADE DOS GESTORES DE FUNDOS DE INVESTIMENTO MOBILIÁRIO: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS

Capacidades de Timing e Selectividade dos Gestores de Fundos de Investimento Mobiliário: Evidência Empírica para o Caso Português

Éder Marcos de Oliveira

Orientação: Prof.^a Dr.^a Ana Paula Serra

Outubro, 2010

Tese de Mestrado em Finanças

**CAPACIDADES DE TIMING E SELECTIVIDADE DOS
GESTORES DE FUNDOS DE INVESTIMENTO MOBILIÁRIO:
EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS**

por

Éder Marcos de Oliveira

Tese de Mestrado em Finanças

Sob Orientação da:

Prof.^a Dr.^a Ana Paula Serra

Faculdade de Economia

Universidade do Porto

Porto, Outubro de 2010

NOTA BIOGRÁFICA

Éder Marcos de Oliveira nasceu no Concelho da Ribeira Grande, ilha de Santo Antão, Cabo Verde, no dia 26 de Janeiro de 1985. Em 2004, concluiu os estudos secundários no Liceu Suzete Delgado. Nesse mesmo ano, ingressou no curso de Economia na Faculdade de Economia da Universidade do Porto, tendo concluído o mesmo no ano de 2008, ainda dentro do Plano de Estudos Pré-Bolonha. Em 2008, ingressou no Mestrado em Finanças, da Faculdade de Economia do Porto, tendo finalizado a parte curricular em Julho de 2009 com uma média final de 15 valores.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar quero agradecer à minha orientadora, Professora Doutora Ana Paula Serra. Tanto os seus conhecimentos sobre gestão de carteiras transmitidas nas aulas leccionadas no mestrado como as suas sugestões durante a orientação foram preponderantes para a realização e concretização desta investigação.

Ao Professor Doutor Manuel de Oliveira Marques, pelas motivações veiculadas na cadeira de Operações Financeiras, ainda durante a licenciatura, e que foram decisivas na minha escolha pelo Mestrado em Finanças.

À Doutora Joana Silva, da APFIPP, pela prontidão na prestação da informação requerida. Aos funcionários da biblioteca da FEP, em especial, à Doutora Paula Carvalho, pela ajuda proporcionada na recolha dos dados.

Aos meus pais, por todas as condições facultadas ao longo da minha vida e que foram decisivas para eu chegar até aqui.

Aos colegas do mestrado, pelo companheirismo inigualável e pelos bons momentos proporcionados.

Aos meus amigos, principalmente àqueles que estiveram sempre presentes, os quais sem a sua ajuda não teria conseguido superar os desejos que se colocaram ao longo deste percurso.

Aos meus pais, José e Rosa, à minha avó Beatriz e às minhas irmãs, Carla, Vanusa e Aline, por todo o apoio e carinho que me prestaram ao longo de todos esses anos de estudo cá em Portugal e que, mesmo à distância de milhares de quilómetros, me ampararam nos momentos de amargura, dando-me forças para continuar os meus estudos e hoje ser a pessoa que sou.

À Sheila e ao Rodrigo pelo amor e carinho.

“I hear and I forget. I see and I remember. I do and I understand.”

Confúcio

Filósofo Chinês (551 a.C. a 479 a.C.)

RESUMO

Com esta investigação propomos analisar o desempenho de uma amostra de fundos de investimento mobiliário portugueses, durante o período Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009, utilizando a medida de Jensen (1968) e a metodologia de *timing* proposta por Henriksson e Merton (1981). Os resultados obtidos pela medida de Jensen sugerem que, no geral, os fundos têm desempenhos inferiores ao mercado na ordem dos 0,34% ao ano. Contudo este valor não é estatisticamente significativo. Os fundos internacionais conseguem “bater” o mercado, enquanto os fundos nacionais e fundos da União Europeia têm desempenhos inferiores.

Tendo por base a medida de Henriksson e Merton (1981), verificamos que os gestores possuem poucas capacidades de selectividade (0,42% ao ano) e falham nas suas previsões quanto à evolução do mercado – *timing*. Enquanto os gestores internacionais parecem evidenciar melhores capacidades de selectividade, os gestores nacionais registam melhores capacidades de *timing*. Os resultados sugerem igualmente que existe uma acentuada correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho e uma *distance effect* na componente *timing*.

Os testes realizados através de metodologias não condicionais e condicionais confirmam a robustez dos resultados iniciais em relação à especificação do modelo. No entanto, sugerem que, em média, a introdução de factores de risco adicionais e sua posterior combinação com informação condicional em pouco afecta as estimativas de *timing*, mas melhora os coeficientes de determinação e as estimativas de selectividade, sendo, em média, os alfas condicionais maiores que os alfas não condicionais.

Palavras-Chave: Fundos de Investimento, Performance, Selectividade, *Timing*, Informação Condicional.

ABSTRACT

This thesis analyses the performance of a sample of equity mutual funds in the Portuguese market during the period January 2002 to December 2009, using the Jensen's measure (1968) and the methodology developed by Henriksson and Merton (1981). The results obtained by the Jensen's measure suggest that, in overall, funds under-perform the market by 0,34% year. However, this value is not statistically significant. In fact, evidence suggests that international funds can "beat" the market, while national and European funds, respectively, underperform the market.

On the basis of Henriksson and Merton's measure (1981), we find that portfolio managers have little ability of selection (0,42% year) and fail in their prediction of the market conditions, e.g. timing ability. Further, while international portfolio managers perform better in terms of selection, national portfolio managers possess better ability of timing. In addition, the results also suggest evidence of a highly negative correlation between the two components of performance and a distance effect on timing performance.

The initial findings are robust with respect to the model specification, as indicated by the robustness tests realized using unconditional and conditional methodologies. Yet, when including additional risk factors and conditional information the timing estimates do not change but the coefficient of determination and selection estimates improves, being the conditional alphas superior to the unconditional alphas.

Key-Words: Mutual Funds, Performance, Selection, Timing, Conditional Information

ÍNDICE

NOTA BIOGRÁFICA	i
AGRADECIMENTOS	ii
RESUMO	v
ABSTRACT	vi
LISTA DE FIGURAS	x
LISTA DE TABELAS	xi
LISTA DE ABREVIATURAS	xii
CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO	1
1.1. Descrição do Tema de Investigação	1
1.2. Motivações e Objectivos do Estudo	3
1.3. Contribuições	5
CAPÍTULO II – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	7
2.1. Introdução	7
2.2. Da Moderna Teoria da Carteira ao Desenvolvimento do CAPM	8
2.3. O Processo de Avaliação de Desempenho das Carteiras de Investimento	11
2.3.1. As Medidas Tradicionais de Avaliação do Desempenho Global e suas Limitações	11
2.3.2. As Componentes do Desempenho Global	14
2.3.3. Metodologias Multifactoriais	19
2.3.3.1. A Teoria de Equilíbrio por Arbitragem e sua Aplicação na Avaliação do Desempenho	20
2.3.3.2. Outros Desenvolvimentos no Contexto Multifactorial	24
2.3.4. Avaliação de Desempenho e Informação Condicional	25
2.4. Conclusões	28

CAPÍTULO III - METODOLOGIA	30
3.1 Introdução	30
3.2. Medidas de Avaliação de Desempenho	30
3.2.1. Medida de Desempenho Global.....	30
3.2.2. Modelos de <i>Timing</i> e Selectividade	32
3.2.3. Modelos Condicionais de <i>Timing</i> e Selectividade	33
3.2.4. Modelo Multifactorial de Avaliação de Desempenho	33
3.2.4.1. Extensão do Modelo de Fama e French (1993)	33
3.2.4.2. Modelo Multifactorial Condicional	34
3.3. Conclusões	34
CAPÍTULO IV – ANÁLISE PRELIMINAR DAS AMOSTRAS	35
4.1. Introdução	35
4.2. Fundos de Investimento Mobiliário em Portugal	35
4.3. A Amostra de Fundos de Investimento Mobiliário em Acções.....	43
4.3.1. <i>Survivorship Bias</i>	45
4.3.2. Caracterização da Amostra	46
4.4. Retorno dos Fundos de Investimento.....	49
4.5. Retorno do Mercado e Taxa Isenta de Risco	49
4.6. Variáveis Representativas da Informação Condicional	51
4.7. Conclusões	52
CAPÍTULO V – EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS: DESEMPENHO, <i>TIMING</i> E SELECTIVIDADE	53
5.1. Introdução	53
5.2 Resultados dos Modelos não Condicionais	53
5.2.1. Análise do Desempenho Global	53
5.2.2. Análise do Desempenho em Termos de Selectividade e <i>Timing</i>	58
5.3. Teste de Robustez dos Modelos não Condicionais.....	62
5.4. Análise dos Modelos de Informação Condicional	71
5.4.1. Capacidade Explicativa das Variáveis Condicionais.....	71
5.4.2. Análise dos Resultados nos Modelos Condicionais	73

5.5. Conclusões	81
CAPÍTULO VI – CONCLUSÕES FINAIS, LIMITAÇÕES E REFLEXÕES PARA FUTURAS INVESTIGAÇÕES	83
6.1. Conclusões Finais	83
6.2. Limitações e Reflexões para Futuras Investigações	86
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	88
ANEXOS.....	98

LISTA DE FIGURAS

Fig.4.1. Distribuição das Quotas de Mercado pelas SGFIM em Dezembro 2009.....	35
Fig.4.2. Evolução do n.º Fundos de Investimento Mobiliário por Categoria	41
Fig.4.3. Montante de Aplicações por Categoria de Fundo	43
Fig.4.4. Evolução dos FIM face aos Depósitos Bancários	49

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1. Evolução do Valor Líquido sob Gestão (VLG) e do n.º de FIM e SGFIM.....	37
Tabela 4.2. Amostra de Fundos de Investimento Mobiliário	44
Tabela 4.3. Percentagem de Fundos de Investimento em Acções Liquidados	46
Tabela 4.4. Principais Características da Amostra.....	48
Tabela 5.1. Estimativas do Desempenho Global	54
Tabela 5.2. Estimativas de <i>Timing</i> e Selectividade pelo Modelo de H-M (1981).....	58
Tabela 5.3. Estimativas de <i>Timing</i> e Selectividade pelo Modelo de T-M (1966).....	64
Tabela 5.4. Estimativas de <i>Timing</i> e Selectividade no Contexto Multifactorial.....	67
Tabela 5.5. Teste de Robustez às Variáveis Condicionais	72
Tabela 5.6. Estimativas de <i>Timing</i> e Selectividade Condicional no Modelo TM.....	73
Tabela 5.7. Estimativas de <i>Timing</i> e Selectividade Condicional no Modelo FF.....	76

LISTA DE ABREVIATURAS

Abreviatura	Descrição
APFIPP	Associação Portuguesa dos Fundos de Investimento, Pensões e Patrimónios
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CMVM	Comissão de Mercado de Valores Mobiliários
D.Pad.	Desvio Padrão
<i>et al.</i>	“e outros”
EURIBOR	<i>Euro Interbank Offered Rate</i>
FF	Fama e French
FIM	Fundos de Investimento Mobiliário
HM	Henriksson e Merton
HML	<i>High minus Low</i>
i.e.	“isto é”
MSCI	<i>Morgan Stanley Capital International</i>
p.p.	Pontos Percentuais
PSI 20	<i>Portugal Stock Index 20</i>
OIC	Organismos de Investimento Colectivo
OLS	<i>Ordinary Last Square</i>
TM	Treynor e Mazuy
TR	<i>Total Return</i>
SARL	Sociedade Anónima de Responsabilidade Limitada
SGFI	Sociedade Gestora de Fundos de Investimento
SGFIM	Sociedade Gestora de Fundos de Investimento Mobiliário
SMB	<i>Small minus Big</i>
SML	<i>Security Market Line</i>
UE	União Europeia
UEM	União Económica e Monetária

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO

1.1. Descrição do Tema de Investigação

Os Organismos de Investimento Colectivo (OIC) têm sido uma das maiores e mais bem-sucedidas inovações financeiras das últimas décadas. Actualmente, posicionam-se como um dos mais importantes veículos de colocação de poupanças a nível mundial.

No sector financeiro, os Fundos de Investimento Mobiliário (FIM) registaram o crescimento mais significativo no espaço comunitário europeu na década de noventa. Em média, entre 1993 e 1997, a indústria europeia de FIM registou, em termos de volume de activos sob gestão, um crescimento anual de aproximadamente 15%¹. Não obstante a exiguidade do mercado português de FIM quando comparada com a maioria dos países da UE, a sua evolução foi igualmente bastante expressiva. De acordo com Sousa (1999), entre 1993 e 1997, o volume de activos sob gestão dos FIM em Portugal registou uma taxa média anual de crescimento de aproximadamente 34,7%.

Esse crescente interesse pelos Organismos de Investimento Colectivo é o resultado da combinação de um leque de vantagens que estes instrumentos oferecem e que não são encontradas nas aplicações directas em acções, obrigações ou outros tipos de activos. Primeiro, as Sociedades Gestoras dos Fundos de Investimento (SGFI), entidades que gerem os fundos, proporcionam uma gestão profissional da carteira, traduzida num enorme conhecimento do funcionamento dos mercados. Segundo, a maior dimensão da carteira gerida permite as sociedades gestoras terem acessos a outros mercados e outros activos, com a consequente diversificação de risco, que muitas vezes se revelem inacessíveis ao pequeno investidor. Terceiro, a supervisão das autoridades competentes à actividade dos fundos dota o investimento neles realizado de uma maior segurança.

¹ Fonte: cálculos feitos a partir de dados presentes em Sousa (1999).

Face a importância dos fundos nas decisões de investimento dos diversos agentes económicos a avaliação do seu desempenho é, hoje em dia, um dos temas mais amplamente abordado e debatido na literatura financeira. Em particular, a discussão tem-se focalizado sobre a seguinte questão: “A *gestão activa dos fundos de investimento consegue criar valor para os investidores?*”.

A questão é desde logo controversa, pois a identificação de gestores com desempenhos superiores não é compatível com a hipótese de eficiência dos mercados. Por outro lado, a não identificação de gestores com tais capacidades põe em causa a utilidade da gestão activa e a racionalidade dos investidores que investem nesses fundos suportando comissões de gestão elevadas. Não sendo possível obter retornos superiores aos do mercado, os investidores deixariam de investir nos fundos cuja gestão é activa e privilegiar os fundos que replicam os índices de mercado (fundos de gestão passiva) comprometendo a longo prazo a sua existência.

Apesar dos estudos realizados concluírem quase de forma unânime que os fundos de investimento têm, em termos líquidos, um desempenho inferior ao mercado, os investidores insistem em investir nestes instrumentos financeiros. Neste contexto, os investigadores têm desenvolvido metodologias que sejam capazes de avaliar rigorosamente o desempenho dos fundos de investimento.

As primeiras medidas de avaliação do desempenho global, desenvolvidas por Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968), respectivamente, estão extremamente ligadas aos desenvolvimentos da Moderna Teoria da Carteira e do *Capital Asset Pricing Model* – CAPM. Embora amplamente requeridas na realização de estudos de avaliação do desempenho, seja dentro da comunidade académica como fora desta, o modelo que serve de base a essas medidas, isto é, o CAPM, tem sido alvo de diversas críticas².

A utilização de índices do mercado accionista como *proxies* da carteira-padrão é um dos aspectos onde os investigadores mais têm concentrado as suas críticas. Sustenta-se que o recurso aos tais índices pode produzir estimativas enviesadas e não fornecer uma estimativa apropriada da *Security Market Line* – SML. Logo, a sua aplicação na

²Vide Fama e French (2004) e Perold (2004).

avaliação do desempenho de activos financeiros não é de todo um procedimento robusto, revestindo-se de uma certa ambiguidade, com serias implicações adversas na própria avaliação³.

De igual modo, critica-se o facto destas medidas preverem a existência de uma medida de risco estável em todo o período da avaliação. É que tal pressuposto contradiz o que se verifica na realidade: o gestor, sendo um agente racional, utiliza o nível de risco da sua carteira como uma variável de decisão, alterando-o consoante a direcção que se espera que o mercado venha a tomar.

No sentido de controlar que o nível de risco sistemático é uma variável importante na gestão da carteira, que o gestor pode utilizar para aperfeiçoar o seu desempenho, os investigadores apresentaram novas medidas que permitem a decomposição do desempenho global na componente que advém da capacidade do gestor para prever a evolução do mercado – *timing*; e na componente que advém da sua capacidade em prever os preços dos activos individuais – selectividade.

1.2. Motivações e Objectivos do Estudo

O forte dinamismo da indústria dos FIM em Portugal⁴ sugere que os mesmos têm tido uma excelente aceitação por parte dos investidores nacionais e que são cada vez mais considerados como sendo uma alternativa, mas também um complemento, às modalidades tradicionais de aplicação da poupança. Porém, esse forte dinamismo por si só não significa que os investidores estejam a ser “correctamente” remunerados pelos investimentos realizados.

Em Portugal, os estudos que avaliaram o desempenho dos gestores dos FIM nas suas componentes de selectividade e *timing* utilizaram as métricas propostas por Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981). Tal como tem sido sugerido noutros mercados, estes estudos revelam uma incapacidade dos gestores dos fundos para

³Vide Roll (1978).

⁴Em 2009, o sector dos fundos de investimento mobiliário era composto por 288 fundos, gerindo aproximadamente 16.709 milhões de euros.

avaliarem os títulos individualmente (selectividade) e para preverem a evolução do mercado (*timing*) e, nalguns casos, sugerem mesmo a existência de *timing* negativo, assim como de uma persistente correlação negativa entre as duas componentes do desempenho.

Numa perspectiva mais recente, diversos estudos⁵ sugerem a existência de algumas variáveis, tais como, *dividend yield* (rendimento de dividendo) e taxas de juro, com uma certa relevância e utilidade na previsão dos retornos dos activos financeiros, principalmente, acções e obrigações. Sendo essas variáveis informação pública, capazes de auxiliar na avaliação do estado da economia, os investidores irão de certeza utilizá-las na actualização das suas previsões quanto aos retornos esperados.

A maioria dos testes empíricos realizados com base nos modelos condicionais para os principais mercados mundiais de fundos de investimento, EUA e Europa, respectivamente, sugere que a aplicação desses modelos conduz a uma melhoria significativa nas estimativas do desempenho e melhora muito do *viés* evidenciado nos modelos não condicionais⁶. No caso português, existem apenas dois estudos, Cortez e Silva (2002) e Leite e Cortez (2009), que reeditam a aplicação empírica dos modelos condicionais na avaliação do desempenho dos fundos de investimento mobiliário.

Por outro lado, em Portugal, são escassos os estudos que analisem a evidência de aplicação de metodologias com recurso a modelos multifactoriais na avaliação do desempenho dos fundos de investimento, principalmente numa perspectiva condicional, sendo mais comum a utilização de modelos de um só factor. Sendo estes modelos válidos, é de esperar que se um gestor fizer variar o risco sistemático da sua carteira irá fazê-lo não apenas relativamente ao factor mercado mas antes relativamente a todos os factores.

Neste contexto, neste estudo realizamos uma análise do desempenho nas componentes selectividade e *timing* de uma amostra de fundos de investimento mobiliário em Portugal com a seguinte partição: (1) Fundos de Acções Nacionais; (2) Fundos de Acções da União Europeia, Suíça e Noruega; e (3) Fundos de Acções

⁵Vide Fama e French (1989), Ilmanen (1995), Pesaran e Timmermann (1995) e Silva *et al.* (2003).

⁶Vide Ferson e Schadt (1996), Ferson e Warther (1996), Chen e Knez (1996), Christopherson *et al.* (1998), Ferson e Qian (2004), Otten e Bams (2004).

Internacionais. Para esse efeito são utilizados diversas medidas não condicionais e condicionais.

Numa primeira fase o objectivo é apurar o desempenho global dos diversos fundos através da medida proposta por Jensen (1968). Seguindo Henriksson e Merton (1981), numa segunda fase fazemos um primeiro teste às capacidades de *timing* dos gestores dos fundos de investimento pertencentes à amostra seleccionada. Nessas duas fases, a avaliação é realizada numa perspectiva não condicional. Posteriormente, examinamos a robustez das estimativas de *timing* e selectividade aplicando outros modelos não condicionais, Treynor e Mazuy (1966) e Fama e French (1993), e suas versões condicionais.

1.3. Contribuições

Neste estudo desenvolvemos uma abordagem de investigação que, através de diversas metodologias de avaliação de desempenho, visa avaliar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores de carteiras de investimento. Neste sentido, sugerimos, numa primeira fase, a utilização de um modelo não condicional de *timing*, modelo de Henriksson e Merton (1981), e, posteriormente, diversos modelos não condicionais e condicionais para testar a robustez das estimativas iniciais de selectividade e *timing*. Nesse segundo grupo de modelos, destacamos o modelo de Treynor e Mazuy (1966), uma versão do modelo de Fama e French (1993) e suas versões condicionais.

A par de outras literaturas, Leite e Cortez (2009) e Romacho e Cortez (2006), o principal contributo deste estudo consiste na avaliação das capacidades de selectividade e de *timing* dos gestores nos contextos multifactorial e condicional, precisamente aqueles onde até agora se verificava uma menor incidência de investigações. Os testes de robustez realizados adicionam igualmente uma vantagem ao estudo, permitindo analisar e comparar, lado a lado, os resultados obtidos nas diversas metodologias, a medida que se introduzem a condicionalidade e factores de risco adicionais nos modelos.

1.4. Organização da Investigação

Este estudo encontra-se organizado em seis capítulos. O capítulo 2 contém a revisão da literatura referente a área de estudo. Nesse capítulo, começa-se por apresentar os desenvolvimentos da Moderna Teoria das Finanças no que respeita à Moderna Teoria das Carteiras, ao Modelo de Mercado e ao Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros. Nesse enquadramento, apresentam-se e discutem-se as primeiras medidas de avaliação do desempenho ajustadas ao risco e as suas principais limitações. Segue-se uma discussão das principais metodologias de avaliação das capacidades de selectividade e *timing* dos gestores das carteiras de investimento complementada com a análise dos resultados obtidos nos estudos empíricos já realizados. Por fim, debatem-se os modelos que estudam o desempenho num contexto multifactorial e aqueles que procuram complementar as análises tradicionais com a informação pública disponível (modelos condicionais).

No capítulo 3 são apresentados, em termos teóricos, as métricas utilizadas na análise empírica. Utilizamos as medidas de Jensen (1968) e Henriksson e Merton (1981), e como testes de robustez, a medida de Treynor e Mazuy (1966) e a que resulta da medida de Fama e French (1993). As duas últimas são analisadas tanto num contexto não condicional como condicional.

No capítulo 4 será feita uma breve apresentação da indústria nacional de FIM e uma análise preliminar das amostras que servem de *input* ao estudo e, no capítulo 5, apresentam-se os principais resultados empíricos, analisando a sua significância estatística e testando a sua robustez com base nos resultados obtidos nos modelos auxiliares. Igualmente, comparam-se os resultados deste trabalho com os obtidos em estudos precedentes.

Finalmente, no capítulo 6 são enunciadas as principais conclusões deste estudo, suas possíveis limitações e algumas pistas para futura investigação.

CAPÍTULO II

FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. Introdução

A avaliação do desempenho de um gestor que diz seguir uma filosofia de gestão activa consiste em examinar se a sua gestão acrescentou ou destruiu valor à carteira gerida. O processo consiste na comparação dos retornos obtidos por um fundo de gestão activa com os que seriam obtidos por uma carteira de gestão passiva, frequentemente designada por carteira-padrão (“*benchmark*”).

Embora à primeira vista possa parecer que o exercício de avaliação do desempenho consista apenas na comparação dos retornos de duas carteiras, retornos da carteira avaliada face aos retornos de uma carteira *benchmark*, o processo é bem mais complexo. No entanto, antes do surgimento das medidas ajustadas ao risco, mais precisamente antes da década de sessenta, as medidas utilizadas na avaliação do desempenho baseavam exclusivamente na taxa de retorno, ignorando assim o factor risco. Apesar de haver consciência da necessidade de contemplar o risco, não existiam os meios necessários à sua correcta quantificação.

Avaliar o desempenho converte-se numa tarefa ainda mais complexa quando o objectivo é apurar se o valor acrescentado à carteira é resultado da actividade e perícia do gestor ou de outros factores que estão para lá do seu limite de actuação.

O cenário de avaliação de desempenho ganha mais dinamismo com o desenvolvimento da Moderna Teoria das Carteiras, em 1952. Neste contexto, ao longo dos anos muitos foram os autores que contribuíram para o aperfeiçoamento das metodologias de avaliação do desempenho. No entanto, nem sempre o caminho traçado foi o mesmo, donde é possível, nos dias de hoje, identificar diversas acepções cujas métricas podem ser agrupadas em dois grandes grupos. Do primeiro grupo fazem parte as medidas assentes nas séries temporais dos retornos e que, através de um modelo de equilíbrio, comparam o retorno da carteira face ao retorno de um ou mais índices

benchmarks. O segundo grupo reúne as medidas que recorrem à evolução da composição da carteira para quantificar o seu desempenho sendo, desta forma, o seu objectivo analisar a evolução da ponderação de cada um dos títulos seleccionados pelo gestor.

2.2. Da Moderna Teoria da Carteira ao Desenvolvimento do CAPM

A Moderna Teoria da Carteira instituiu-se com a publicação do célebre artigo de Markowitz, *Portfolio Selection*, em 1952. Os desenvolvimentos de Markowitz permitiram-lhe demonstrar que a estratégia tradicional que consistia numa simples agregação de activos subavaliados, tendo por base o cumprimento da restrição de que o investidor deveria maximizar o valor actual do retorno esperado, era um procedimento subóptimo em matéria de selecção de activos.

Na óptica de Markowitz (1952), a maximização do retorno da carteira deve ser feita numa perspectiva da diversificação do risco, isto é, o gestor não deve olhar apenas para a maximização do retorno esperado da sua carteira como deve ter em conta os efeitos que a diversificação tem no risco da carteira e, conseqüentemente, no retorno ajustado pelo risco. Toda a análise é desenvolvida sob o pressuposto de que a maximização da utilidade esperada se pode restringir à escolha de activos e carteiras, tendo por base, respectivamente, retorno e risco. Este pressuposto é válido para algumas funções utilidade (ex: função utilidade quadrática ou quando a distribuição de retorno dos activos é normal).

Embora o investidor, ao seleccionar um número finito de títulos, consiga elaborar um vasto conjunto de potenciais carteiras através da simples variação da ponderação de cada título, segundo Markowitz, de entre todas essas carteiras apenas algumas serão eficientes e somente essas serão escolhidas pelo investidor por serem as que permitem maximizar o retorno esperado para cada nível de risco e minimizar o risco para cada nível de retorno esperado.

Para determinar a carteira óptima temos que entrar em linha de conta com as características de aversão ao risco de cada investidor. Essas características de aversão ao

risco estão patentes na função utilidade de cada um dos investidores. A representação das preferências dos investidores no espaço retorno-risco consubstancia-se num mapa de curvas de indiferença.

Conhecidas as curvas de indiferença de utilidade para cada investidor, a carteira óptima corresponde ao ponto de tangência entre a fronteira eficiente e a curva de indiferença mais afastada do eixo horizontal no espaço retorno-risco. A carteira óptima permite maximizar o rácio de Sharpe, isto é, o retorno em excesso da taxa isenta de risco por unidade de risco.

Tobin (1958) completa o trabalho de Markowitz (1952) ao considerar a existência de um activo isento de risco. Por meio da taxa de retorno desse activo sem risco os investidores podem conceder ou obter empréstimos. No pressuposto de o investidor poder realizar combinações de diversas proporções do activo isento de risco com a carteira de mercado, expande as suas possibilidades de investimento, permitindo-lhe situar-se ao longo da recta tangente à sua fronteira eficiente e cuja ordenada na origem é representada pela taxa de retorno isenta de risco. Neste novo contexto a fronteira eficiente passa a ser representada por uma recta denominada Linha do Mercado de Capitais.

Embora Markowitz tenha restringido a selecção de carteiras aos parâmetros de risco (variâncias e covariâncias dos retornos) e de retorno, a obtenção das estimativas destes parâmetros para conduzir o exercício de optimização será deveras exigente para carteiras contemplando mais do que uma ou duas dezenas de activos.

Segundo Sharpe (1963), uma das principais razões que explica o facto dos retornos dos activos estarem correlacionados é que eles tendem a responder quase da mesma forma às variações do mercado. Na base deste princípio, ele propõe o Modelo de Mercado em que o retorno de um activo é função linear do retorno de um determinado índice do mercado bolsista. Basicamente, o modelo sinaliza que o retorno de um título é o resultado conjunto de duas componentes, uma que é independente do comportamento do mercado, sendo por isso explicado por outros factores, e uma outra estritamente ligada ao desempenho do mercado. Matematicamente, o modelo pode ser descrito através da seguinte expressão:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

onde: R_{it} é o retorno do activo i em t ; α_i é o termo independente do modelo e expressa a parte do retorno do activo i que é independente do mercado; β_i mede a sensibilidade do activo i face às variações no retorno da carteira de mercado; $R_{m,t}$ representa o retorno da carteira de mercado em t ; e $\varepsilon_{i,t}$ é a componente residual do retorno do título, por pressuposto considera-se que possui média nula e não está correlacionada com o retorno do mercado.

O Modelo de Mercado permite, igualmente, decompor o risco total de um activo (σ_i) em dois tipos de risco: [1] ($\beta_i^2 \sigma_m^2$) **risco de mercado, sistemático** ou **não diversificável**, resultante de factores que afectam o desempenho de todos os títulos que fazem parte do mercado; e [2] ($\sigma_{\varepsilon_i}^2$) **risco específico, não sistemático** ou **diversificável**, fruto de factores próprios de cada um dos títulos, sendo que pode ser reduzido ou até mesmo eliminado no processo da diversificação de uma carteira.

O Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros, ou *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), como é vulgarmente conhecido na terminologia anglo-saxónica, está estritamente ligado aos desenvolvimentos do Modelo de Mercado, sendo geralmente a sua origem atribuída aos trabalhos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

Trata-se de um modelo desenhado para realizar a avaliação de activos financeiros de risco, tendo por objectivo determinar qual seria a taxa de retorno de um activo nas condições normais do mercado, isto é, numa situação de equilíbrio, consoante o nível de risco a que se expõe. Sendo o risco específico de um dado activo financeiro susceptível de ser reduzido ou até mesmo eliminado, o CAPM assume que em equilíbrio o mercado irá apenas remunerar a parte do risco que o investidor não consegue reduzir/eliminar, ou seja, o risco sistemático. Por outras palavras, pode-se afirmar que o CAPM considera que os activos financeiros em causa fazem parte de uma carteira de investimentos totalmente diversificada.

À luz dos pressupostos do CAPM, o retorno esperado de uma carteira, seja ela constituída por apenas um ou mais activos financeiros, é representado como sendo uma

função linear do retorno da carteira de mercado, onde o declive representa a medida de risco sistemático, e é obtido correndo a seguinte regressão linear:

$$E(R_{p,t}) = R_{f,t} + \beta_p [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] \quad (2.2)$$

onde: $E(R_{p,t})$ é o retorno esperado para a carteira p no período t ; $R_{f,t}$ é a taxa de retorno de um activo isento de risco em t ; β_p é a medida do risco sistemático da carteira p ; e $E(R_{m,t})$ é o retorno esperado na carteira de mercado em t .

2.3. O Processo de Avaliação de Desempenho das Carteiras de Investimento

2.3.1. As Medidas Tradicionais de Avaliação do Desempenho Global e suas Limitações

De entre as medidas tradicionais de avaliação do desempenho assumem especial destaque as medidas de Treynor (1965), de Sharpe (1966) e de Jensen (1968). Todas permitem avaliar o desempenho global do gestor, no entanto, enquanto as duas primeiras são medidas relativas (quanto maiores os rácios melhor o desempenho e vice versa), a última é absoluta (mede as distâncias verticais que separam as carteiras da SML). Mas é a medida de Jensen (1968) a mais importante de todas, visto que permite realizar testes de significância estatística das estimativas de desempenho obtidas.

Baseando-se na medida que propõe, Jensen (1968) analisou o desempenho de uma amostra constituída por 115 fundos de investimento norte-americanos entre 1945 e 1964 e chegou à conclusão de que os gestores dos fundos não possuíam capacidades para “bater” uma estratégia de investimento *buy-and-hold*, mesmo antes de se deduzir as respectivas taxas e despesas de gestão dos fundos.

Embora, na actualidade as medidas clássicas de avaliação do desempenho global sejam ainda utilizadas com uma certa frequência, principalmente devido ao facto de serem de fácil execução e interpretação, ao longo das últimas décadas têm sido alvo de inúmeras críticas da parte de profissionais e académicos. No caso dos profissionais (gestores das carteiras), esses não concordam com os resultados evidenciados pelos

estudos empíricos e alegam que os mesmos afectam a sua reputação e desempenho ao contribuírem para uma redução do nível de confiança que os clientes depositam nesses instrumentos financeiros. No meio académico as críticas têm assumido um sentido diferente, concentrando-se principalmente na estruturação teórica dessas medidas.

Assim, as principais limitações atribuídas às medidas clássicas podem ser agrupadas em quatro grandes grupos:

- **Proxies como aproximação da carteira de mercado:** esta é, sem dúvida, a principal limitação atribuída às medidas clássicas. Na prática, existe uma elevada dificuldade, para não dizer uma impossibilidade, em construir a carteira de mercado, mesmo que periodicamente. Sendo assim, somos levados a utilizar *proxies* como aproximação à carteira de mercado. Segundo Roll (1977, 1978 e 1979) caso o índice eleito como aproximação da carteira de mercado for eficiente na preposição de Markowitz, i.e., em termos de média e variância, não é possível identificar qual das carteiras avaliadas teve melhor desempenho. Contrariamente, se o índice for ineficiente a avaliação das carteiras não possui nenhum sentido lógico, visto que o facto de se utilizar índices diferentes conduz a *rankings* de desempenho igualmente diferentes. Neste sentido, na avaliação de carteiras de investimento se a *proxy* utilizada como aproximação à verdadeira carteira de mercado não for eficiente em termos de média e variância⁷, existirá sempre *benchmark errors* (Roll, 1980 e 1981). A tese defendida por Roll é também sustentada por Lee e Jen (1978), Ferguson (1980 e 1986), Dybvig e Ross (1985^a e 1985^b) e Brown e Brown (1987). Todavia, nem todos são a favor das críticas de Roll. Por exemplo, Mayers e Rice (1979) alegam que essas críticas são demasiadamente exageradas e, embora concordam com a existência de problemas em torno da SML, sugerem que ela é útil na avaliação do desempenho, principalmente num contexto de assimetria de informação.
- **Horizonte temporal de investimento:** alguns autores têm sugerido, igualmente, que os resultados da avaliação do desempenho podem ser sensíveis à escolha do horizonte temporal de investimento. Levy (1972) apoia a tese de que caso o horizonte temporal de investimento escolhido não se coincidir com o

⁷“(…) when the index is not an «optimized» portfolio” (Roll, 1980, pp.6).

“verdadeiro” horizonte temporal os resultados empíricos apurados através do CAPM assim como os resultados da avaliação do desempenho neles fundamentados sofrerão de enviesamentos sistemáticos, isso mesmo quando se assume um mercado de capitais perfeito.

- **Relação com as medidas de risco:** teoricamente seria de esperar que as medidas de avaliação do desempenho não apresentassem nenhuma relação com as medidas de risco (coeficiente de risco sistemático ou desvio-padrão), uma vez que são ajustadas ao risco. Porém, os estudos empíricos realizados por Friend e Blume (1970), Klemkosky (1973), Ang e Chua (1979) e Chen e Lee (1981 e 1986) sugerem a existência de uma nítida relação entre as medidas de avaliação do desempenho global e as suas respectivas medidas de risco. Quanto ao sinal dessa relação, Friend e Blume (1970) são da opinião que ela é inversamente linear enquanto Klemkosky (1973) e Ang e Chua (1979) sugerem que ela é positiva⁸.
- **Estabilidade da medida de risco:** o pressuposto da estabilidade da medida de risco no contexto das medidas de desempenho global tem sido igualmente alvo de fortes críticas. Embora a sua medida leva em consideração tal pressuposto, Jensen (1968) é um dos primeiros a sugerir que tal não tem que ser estritamente verdadeiro, visto que o gestor pode facilmente alterar o nível de risco da sua carteira⁹. Ao analisar o comportamento do nível de risco sistemático, Levy (1971) e Blume (1971 e 1975) revelam uma tendência para a sua estabilidade ao longo do tempo. No entanto, Klemkosky e Maness (1978), Fabozzi e Francis (1978) e Francis e Fabozzi (1980) encontram fortes evidências de que o nível de risco sistemático dos títulos varia aleatoriamente ao longo do tempo, ao invés de permanecer estável como assume o modelo dos mínimos quadrados ordinários (OLS).

⁸ Wilson e Jones (1981) atribuem esses resultados contraditórios ao facto desses estudos terem-se baseado em períodos cronologicamente distintos.

⁹ “*He can simply switch from more risky to less risk equities (or vice versa), or he can simply change the distribution of the assets of the portfolio between equities, bond and cash*” (Jensen, 1968, pp. 394).

2.3.2. As Componentes do Desempenho Global

Vimos que uma das principais críticas às medidas de avaliação do desempenho global prende-se com o facto de essas assumirem que o nível de risco das carteiras não varia ao longo do período no qual se realiza a respectiva avaliação.

Ora, em virtude do pressuposto da estabilidade do nível de risco, as medidas clássicas atribuem todo o desempenho do gestor à sua capacidade de selecção dos títulos sobre ou subavaliados no mercado, isto é, a capacidade que ele possui para prever os preços dos títulos individualmente - capacidade de selectividade. Assim, as medidas do desempenho global são de âmbito de aplicabilidade restrita, tornando-se “desajustadas” nos casos em que se pretende avaliar também a capacidade do gestor da carteira em antecipar os movimentos cíclicos do mercado – capacidade de *market timing*. É que nesses casos o nível de risco da carteira é ajustável em função das condições que se antecipa quanto a direcção a tomar pelo mercado no futuro, sendo visto como uma variável de decisão na gestão da carteira, função das expectativas do próprio gestor e sujeita a variação ao longo do tempo.

O estudo desenvolvido por Treynor e Mazuy (1966) é tido por muitos como sendo o primeiro a procurar decompor (empiricamente) o desempenho global nas suas principais componentes, respectivamente, selectividade e *timing*. Tendo em mente de que na presença de *timing* o gestor da carteira irá privilegiar activos mais voláteis em detrimento de activos menos voláteis caso antecipe uma subida do mercado (*bull market*) e o oposto em caso de antecipação de uma baixa do mercado (*bear market*), esses autores adicionam um termo quadrático à equação de Jensen (1968) com o objectivo de captar essa capacidade de antecipação das variações cíclicas do mercado por parte do gestor. As estimativas de selectividade e *timing* são dados pelos coeficientes α_p e γ_p (no capítulo 3 encontra-se a especificação do modelo). Caso a estimativa de γ_p for estatisticamente diferente de zero, conclui-se que o gestor conseguiu antecipar correctamente os movimentos futuros do mercado, evidenciando por isso uma excelente capacidade de *market timing*. Da aplicação do modelo desenvolvido à análise do desempenho de 57 fundos de investimentos entre 1953 e 1962, Treynor e Mazuy (1966) não encontram evidência suficiente da existência de

capacidade de *timing* dos gestores. Apenas um dos fundos analisados evidenciava capacidade de *timing* com alguma significância estatística.

Jensen (1968) mostre que caso o gestor da carteira possuir habilidades de *timing* as estimativas da medida de avaliação de desempenho ($\hat{\alpha}_p$) serão positivamente enviesadas e, conseqüentemente, as estimativas do coeficiente de risco sistemático ($\hat{\beta}_p$) serão negativamente enviesadas. Neste sentido, sugere que a medida de avaliação de desempenho (α_p) será positiva por duas razões: *Selectividade e Timing*.

A necessidade de avaliar isoladamente cada uma das componentes do desempenho leva Jensen (1972) a propor uma estrutura teórica nesse sentido. Porém, ele apontou diversas dificuldades em avaliar isoladamente cada uma das componentes, sendo necessárias previsões de *timing* dos gestores das carteiras, dos ajustamentos da carteira a essas previsões e do retorno esperado do mercado.

Fama (1972) é referenciado por diversas vezes como sendo o primeiro a sugerir formalmente uma metodologia capaz de desagregar o desempenho global nas suas componentes de selectividade e *timing*. Na óptica de Fama, o retorno em excesso de uma carteira face a uma taxa de retorno isenta de risco pode ser dividida em duas partes principais: (1) Selectividade e (2) Risco. Sendo que, a primeira parte, a selectividade, mede o diferencial de retorno da carteira (R_p) face a uma outra carteira com mesmo nível de risco sistemático ($R_{p'}$), e a segunda parte, o risco, apura o diferencial de retorno auferido por se assumir maiores níveis de risco. Basicamente, compara o retorno da carteira de risco sistemático com o retorno do activo isento de risco (r_f). Por outro lado, cada uma das parcelas do retorno em excesso pode ser dividida em duas outras parcelas. Assim, enquanto a (1) selectividade reparte-se em (1.1) selectividade pura e (1.2) diversificação, o (2) risco subdivide-se em (2.1) risco inerente ao gestor e (2.2) risco inerente ao investidor. Contudo, a metodologia proposta por Fama (1972) não está isenta de limitações. Primeiro, a sua natureza essencialmente teórica faz com que ela seja de difícil aplicação prática. Segundo, ao aplicar o CAPM como modelo de base, veicula para o seu seio todas as limitações conhecidas no âmbito de utilização deste modelo.

Contrariamente ao suposto por Jensen (1968), Grant (1977) sustenta que na possibilidade do gestor possuir habilidades de *timing* a estimativa do nível de risco sistemático da carteira (coeficiente beta) manifestará um enviesamento positivo e o alfa um enviesamento negativo. Posteriormente, Grant (1978) desenvolve um quadro de análise cuja finalidade é identificar os factores e, sobretudo, as variáveis de decisão da gestão que determinam o grau de sucesso ou insucesso de uma estratégia de *market timing*. De entre essas variáveis temos, a validade das previsões efectuadas quando a evolução que se espera do mercado, o grau de ajustamento da carteira e o horizonte temporal para a tomada das decisões de *timing*.

Com o propósito de averiguar o comportamento do nível de risco sistemático no âmbito dos fundos de investimento, em condições de alta e baixa do mercado, Fabozzi e Francis (1979) sugerem uma metodologia baseada nas variáveis *dummy* com a seguinte especificação:

$$r_{p,t} = \alpha_{1p} + \alpha_{2p}D_t + \beta_{1p}(r_{m,t}) + \beta_{2p}(r_{m,t})D_t + \varepsilon_{p,t} \quad (2.3)$$

onde: $r_{p,t}$ é o retorno em excesso da carteira p em t ; $r_{m,t}$ é o retorno em excesso da carteira de mercado em t ; D_t é uma variável binária (*dummy*) que assume o valor igual a 1 se estivermos perante uma alta do mercado e o valor de zero, caso contrário; α_{1p} é a medida de selectividade para quando o mercado está em baixa; β_{1p} é a medida do risco sistemático para o mercado em baixa; os coeficientes das variáveis binárias, α_{2p} e β_{2p} , medem o efeito diferencial das condições de alta do mercado no alfa, α_{1p} , e no beta, β_{1p} , respectivamente. Neste modelo, valores significativamente positivos do coeficiente β_{2p} são indícios de que o gestor da carteira se engajou em actividades de *timing*, ajustando o nível de risco sistemático da sua carteira às previsões de alta do mercado. Para testarem empiricamente a sua metodologia, Fabozzi e Francis (1979) compuseram os retornos mensais de 85 fundos de investimento entre Dezembro de 1965 e Dezembro de 1971. Não encontram evidência de habilidade de *timing* por parte dos gestores dos fundos de investimento analisados e sugerem três causas possíveis para explicar o porquê dos gestores não aumentarem o coeficiente de risco sistemático dos seus respectivos fundos quando se passa de uma situação de baixa para alta do mercado: (i) o comportamento aleatório do coeficiente beta; (ii) a incapacidade do próprio

gestor em prever mudanças nas condições do mercado; (iii) mesmo que o gestor goze de capacidade para prever correctamente os movimentos futuros do mercado, a relação custo-benefício de uma alteração do beta do fundo pode não ser compensatória.

Com base numa metodologia semelhante, Alexander e Stover (1980) alcançam evidências consistentes com as de Fabozzi e Francis (1979). Posteriormente, Veit e Cheney (1982), ao investigarem a efectividade das decisões de *timing* dos gestores, utilizando diferentes condições do mercado (“*bull market*”, “*bear market*” e “*unchanged market*”), concluem que a maioria dos fundos analisados não apresenta evidências de sucesso nas suas actividades de *timing*.

Kon e Jen (1978 e 1979) criticam a solução que visa a obtenção das estimativas do desempenho com recurso ao método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). A sua justificação prende com o facto de uma das condições necessárias para se obter as estimativas consiste em assumir que o nível de risco sistemático dos fundos de investimento mantém constante ao longo do tempo, pressuposto esse insatisfatório, uma vez que os gestores, principalmente aqueles que seguem uma gestão activa, tendem, de uma forma ou de outra, a alterar o nível de risco da sua carteira. Nesse sentido, Kon e Jen sugerem o modelo de *Switching Regression* desenvolvido por Quandt (1972), em substituição do método dos mínimos quadrados ordinários.

Na sequência, Kon (1983) expande a metodologia da *Switching Regression*, introduzindo um “*additional discriminant procedure*”, e propõe uma nova metodologia empírica para medir separadamente o desempenho derivado da capacidade de *timing* do gestor. Ao testá-la sobre uma amostra de 37 fundos de investimentos, no período compreendido entre Janeiro de 1960 e Junho de 1976, os resultados obtidos acusaram a existência de capacidade de *selectividade* positiva a nível geral e de capacidade de *timing* significativamente positiva a nível individual. Contudo, ele alega que de um ponto de vista global os gestores dos fundos não mostram possuir informação especial no que diz respeito à previsão dos movimentos do mercado.

Chen e Stockum (1986) admitem alguns problemas em torno dos estudos de Fabozzi e Francis (1979), Alexander e Stover (1980), Kon e Jen (1978 e 1979) e Kon (1983). Em relação aos estudos de Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980), Chen

e Stockum (1986) chamam atenção para problemas relacionados com a aplicação de testes com variáveis *dummy*, particularmente, porque existe a possibilidade de diferentes condições de mercado em alta e em baixa originarem resultados totalmente distintos. Quanto aos estudos de Kon e Jen (1978, 1979) e Kon (1983), Chen e Stockum (1986) criticam o facto de estes considerarem que apenas as actividades de *timing* provocam instabilidade no coeficiente de risco, ignorando a variabilidade devida à natureza aleatória do próprio parâmetro beta.

Os diversos estudos anteriormente apresentados adoptam o CAPM como suporte metodológico. Numa asserção distinta desses estudos, Merton (1981) e Henriksson e Merton (1981) propõem uma nova metodologia, concebida para estimar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores das carteiras de investimento. Trata-se de um modelo que englobe um termo adicional assente no conceito de *put option*. Basicamente, o que esses autores fazem é substituir o termo quadrático presente na equação que descreve o modelo de Treynor e Mazuy (1966) pelo *payoff* de uma opção de venda da carteira representativa do mercado a um preço de exercício igual à taxa de retorno isenta de risco. Nesse modelo (ver capítulo 3) o coeficiente γ_p ilustra o valor da opção de venda da carteira de mercado e apenas quando for significativamente positivo é que se conclui pela existência de capacidades de *timing* na gestão do fundo.

Os testes empíricos do modelo de Henriksson e Merton (1981) e dos seus procedimentos estatísticos sugerem que os gestores de carteiras de investimento não evidenciam habilidades quer de *timing* quer de selectividade, acusando nalguns casos a existência de *timing* negativo e noutros de uma persistente correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho¹⁰. Resultados semelhantes foram evidenciados em torno do mercado português por Romacho e Cortez (2006).

Alternativamente, Pflleiderer e Bhattacharya (1983) sugerem novos procedimentos teóricos para medir separadamente cada uma das duas componentes do desempenho global. Neste sentido, ao expandir o modelo de Treynor e Mazuy (1966) e corrigir um erro presente na especificação do modelo de Jensen (1972), propõem uma metodologia

¹⁰ Vide: Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Armada (1992), Fletcher (1995), Ferson e Schadt (1996), Kao *et al.* (1998), Goetzmann *et al.* (2000) e Rao (2000 e 2001).

que exige apenas as respectivas séries de retornos dos fundos de investimento e do mercado no período relevante. Os testes empíricos do modelo levados a cabo por Lee e Rahman (1990), Armada (1992), e Cortez (1993), para os EUA, Reino Unido e Portugal, respectivamente, evidenciam a presença de capacidades de *timing* na gestão dos fundos analisados. Todavia, faz-se uma chamada de atenção para o facto do modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) englobar uma restrição de não negatividade do *timing*, sendo esta, possivelmente, a principal razão por trás dos resultados evidenciados nos estudos empíricos de Lee e Rahman (1990), Armada (1992) e Cortez (1993).

Coggin *et al.* (1993) testam o modelo sem admitirem a restrição presente na versão original e obtêm evidências de selectividade positiva e *timing* negativo, confirmando a tese de que os resultados empíricos decorrentes da aplicação do modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) se devem à presença da restrição de não negatividade do *timing*. Acrescentam ainda que as medidas de selectividade e *timing* são sensíveis à escolha da carteira representativa do mercado.

Bello e Janjigian (1997) propõem uma versão modificada do modelo de Treynor e Mazuy (1966) para cobrir os títulos que fazem parte das carteiras dos fundos e que não são abrangidos pelo *benchmark*. Ao testar a sua metodologia numa amostra de 633 fundos de investimento durante o período de 1984-94, Bello e Janjigian (1997) documentam habilidades de *timing* significativamente positivas. Confrontados com os resultados de *timing* negativo evidenciados nos estudos anteriores, nos quais também se aplicou o modelo de Treynor e Mazuy (1966), esses autores alegam que tais resultados se devem a uma má especificação do modelo em relação aos títulos que não são abrangidos pelo *benchmark*.

2.3.3. Metodologias Multifactoriais

Ainda que o CAPM apresenta diversas vantagens em termos de simplicidade e ser um modelo amplamente requerido nos mercados de capitais, tal como se viu anteriormente, as evidências empíricas sugerem diversas deficiências na especificação com apenas um factor.

Na sequência das várias limitações sugeridas em torno do CAPM no início da década de setenta, e que puseram em causa a sua validade, os investigadores viram-se obrigados a procurar teorias alternativas que pudessem auxiliar os investidores na avaliação dos activos financeiros. Contrariamente ao CAPM que afirma que em equilíbrio os retornos esperados dos activos financeiros são afectados exclusivamente pelo risco sistemático, os modelos multifactoriais assumem que existe mais do que uma fonte de risco a influenciar os retornos.

2.3.3.1. A Teoria de Equilíbrio por Arbitragem e sua Aplicação na Avaliação do Desempenho

A Teoria do Equilíbrio por Arbitragem – *Arbitrage Pricing Theory* (APT) – proposto por Ross (1976, 1977), é um modelo que se baseia na hipótese de não arbitragem¹¹ e que se estabelece como uma alternativa teórica e empírica ao CAPM. Segundo Ross, o retorno esperado de um determinado título pode ser descrito como sendo uma função linear das oscilações de diversos factores (k) comuns a todos os títulos presentes no mercado. Em concreto:

$$E(r_{pt}) = r_f + \sum_{j=1}^k \beta_{pj} \lambda_{jt} + \varepsilon_{pt} \quad (2.4)$$

onde: r_f é a taxa de retorno isenta de risco; β_{pj} representa a sensibilidade da taxa de retorno da carteira p relativamente ao factor j ($j = 1, \dots, k$); λ_{jt} mede o prémio de risco face a cada um dos factores j ($j = 1, \dots, k$) em t , (i.e., corresponde ao excesso de retorno face à taxa de rendibilidade isenta de risco para um título que possui um beta igual a 1

¹¹ Uma **oportunidade de arbitragem** surge quando é possível construir uma carteira que não exige investimento inicial e que irá gerar um lucro certo, como por exemplo a compra de uma opção de compra de petróleo por €85/barril quando se sabe que se pode vender o petróleo a €90/barril, alcançando um lucro certo de €5/barril sem se incorrer em risco. O mesmo raciocínio se pode aplicar aos activos financeiros, quando um mesmo título cotado em dois mercados diferentes apresenta dois preços diferentes. Se um indivíduo conseguir construir uma carteira com um ou mais títulos que reflectem o retorno de um outro título (com as mesmas perspectivas de crescimento e distribuição de dividendos), cujo preço é inferior ao preço corrente do referido título, então existe uma oportunidade de arbitragem. A estratégia consiste na compra da carteira com os títulos subvalorizados e na venda do título sobrevalorizado, sendo o lucro equivalente a diferença entre os dois preços. Num mercado onde todos os investidores são capazes de constituir essas carteiras e todos dispõem das informações necessárias à sua constituição, os títulos cujos preços estão demasiadamente elevados oferecem oportunidades de arbitragem pelo que os seus preços devem baixar até que o equilíbrio seja restabelecido e os preços não oferecerem mais oportunidades de arbitragem.

para o factor j e betas nulos para todos os restantes factores); $\varepsilon_{p,t}$ é um termo residual com as propriedades já demonstradas anteriormente.

Para a derivação da APT, Ross elaborou uma carteira de activos, designada de carteira de arbitragem. Trata-se de uma carteira que não possui risco e que não necessita de recursos do investidor para ser estruturada. Assim, a carteira de arbitragem ilustra que em equilíbrio não existem oportunidades de arbitragem, pelo que nenhum investidor conseguirá alcançar uma rendibilidade diferente daquela determinada pelo modelo. Caso em determinado momento os preços dos activos desviarem-se dos seus justos valores (*fair value*) o mercado não estará equilibrado, existindo por isso oportunidades de arbitragem, donde os investidores irão comprar a carteira com retornos superiores e vender a carteira com retornos inferiores, restabelecendo deste modo o equilíbrio.

O processo de avaliação do desempenho de carteiras de investimento no contexto da Teoria do Equilíbrio por Arbitragem deriva da avaliação realizada no âmbito da medida de Jensen (1968) só que desta feita de uma forma generalizada, tendo a medida a seguinte estrutura:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \sum_{j=1}^k \beta_{pj} \lambda_{jt} + \varepsilon_{pt} \quad (2.5)$$

onde: α_p é a medida de desempenho da carteira p e as restantes variáveis possuem o mesmo significado já atribuído.

A decisão quanto ao desempenho a atribuir à carteira avaliada fundamenta-se no sinal e na significância da estimativa de α_p . Assim, valores significativamente positivos de $\hat{\alpha}_p$ sugerem que a carteira avaliada teve um desempenho superior ao esperado enquanto que valores significativamente negativos de $\hat{\alpha}_p$ representam um desempenho inferior. Por outro lado, valores não significativamente diferentes de zero de $\hat{\alpha}_p$ correspondem a um desempenho nulo, ou seja, significa que a carteira gerida auferiu exactamente os níveis de retornos previstos (de equilíbrio) pelo modelo.

2.3.3.1.1. Comparação entre o CAPM e a APT

O CAPM e a APT são ambos modelos que têm como apoio o pressuposto da eficiência dos mercados contudo, para além das semelhanças entre os dois modelos, é possível identificar algumas diferenças entre eles. Vejamos então algumas particularidades entre esses dois modelos¹²:

- 1. Flexibilidade:** contrariamente ao CAPM que assume que os retornos esperados dos activos financeiros são gerados a partir de uma única fonte de risco – o retorno esperado da carteira do mercado –, a APT, ao considerar a hipótese da impossibilidade de arbitragem e diversificação de risco, descreve que a taxa de retorno esperado de qualquer activo financeiro é função linear de k factores, sem no entanto especificar quais ou quantos são esses factores;
- 2. Multiperíodo:** enquanto no CAPM o processo de formação das taxas de rendibilidades dos activos é restrito a apenas um único período, no caso da APT esta restrição não existe;
- 3. Equilíbrio parcial:** a APT permite demonstrar que uma situação de equilíbrio parcial, ausência de todo o ganho por arbitragem, caracteriza-se por uma função linear entre os retornos esperados de cada activo e as medidas de sensibilidade dos retornos desses activos às variações evidenciadas nos factores explicativos.
- 4. Correlação:** ambos modelos pressupõem que o (s) factor (es) não deve (m) estar correlacionado (s) com os resíduos;
- 5. Mercado:** ambos modelos pressupõem que o mercado deve ser completamente diversificado.

2.3.3.1.2. Principais Limitações da APT

Não obstante a Teoria da Arbitragem pelos Preços servir de base para determinar os retornos esperados de equilíbrio num contexto multifactorial, ela não identifica nem distingue o número de factores que poderão afectar o retorno. Por mais, não faz nenhuma referência quanto ao sinal e a amplitude dos factores de risco sistemático. Assim, a discricionariedade na selecção das variáveis macroeconómicas e na

¹² Vide: Jarrow e Rudd (1982)

determinação do número exacto de factores poderá influenciar directamente os retornos das carteiras e daí as conclusões relativas aos seus desempenhos.

Uma segunda limitação da APT relaciona-se com a existência de diversas vias de pesquisa dos factores. Segundo Alves (2005), historicamente são cinco as principais vias usadas com o propósito de descobrir os verdadeiros factores:

- (i) recorrer à análise estatística, o que permite tanto identificar os factores como os coeficientes de sensibilidade¹³;
- (ii) identificar previamente as características mais importantes das empresas e estimar os prémios de risco¹⁴;
- (iii) considerar as variáveis macroeconómicas que poderão afectar os retornos dos títulos¹⁵;
- (iv) considerar como factores os retornos das carteiras supostamente correlacionados com os verdadeiros factores¹⁶;
- (v) combinações das diversas alternativas precedentes¹⁷.

Morris e Pope (1981) e Chang e Lewellen (1985) manifestam uma certa dificuldade em separar os diversos factores geradores da rendibilidade esperada de equilíbrio dos títulos, o que pode ser explicado pela discricionariedade na identificação destes e a sua não estabilidade no tempo.

Igualmente, subsistem algumas dúvidas quanto a própria análise factorial. Por exemplo, Elton e Gruber (1995) apontam três possíveis problemas relacionados com a análise factorial:

- (i) inexistência de um significado para os sinais dos factores, o que pode levar a uma reversão nos sinais dos β_{ij} 's e dos λ_j 's;
- (ii) a dimensão dos β_{ij} 's e λ_j 's é arbitrária;

¹³ *vide*: Roll e Ross (1980), Chen (1983), Dhrymes et al. (1984) e Connor e Korajczyk (1988).

¹⁴ *vide* Sharpe (1982).

¹⁵ *vide*: Chen et al. (1986).

¹⁶ *vide* Huberman et al. (1987), Fama e French (1993) e Carhart (1997).

¹⁷ *vide*: Lehmann e Modest (1987), Brennan et al. (1998) e Burmeister e McElroy (1988).

(iii) não há garantia de que os factores são gerados numa ordem específica, donde, quando a análise é feita em amostras separadas, existe a possibilidade do primeiro factor de uma amostra ser o terceiro de uma outra.

2.3.3.2. Outros Desenvolvimentos no Contexto Multifactorial

O trabalho pioneiro de Ross (1976 e 1977), que levou ao desenvolvimento da *Arbitrage Pricing Theory* - APT, serviu de motivação para outros autores que tentam explicar o retorno dos activos financeiros (títulos ou carteiras) através de múltiplos factores (ex: taxas de juros de curto e longo prazo, dimensão da empresa medida pela capitalização bolsista, *book-to-market equity*, taxa de crescimento da vendas, *price earnings ratio* (P/E) e taxa de crescimento da produção industrial).

Fama e French (1993) concebem um modelo no qual a taxa de retorno esperado de uma carteira em excesso da taxa de retorno isento de risco é uma função de três factores, a saber:

- (i) excesso de retorno do mercado relativamente à taxa isenta de risco;
- (ii) diferencial de retorno de uma carteira de pequenas e grandes empresas (SMB – *Small minus Big*);
- (iii) diferencial de retorno de uma carteira constituída por acções com elevado e baixo *book-to-market equity* (HML – *High minus Low*).

Posteriormente, Carhart (1997) estende o modelo de Fama e French (1993) ao acrescentar-lhe um quarto factor cujo objectivo é captar o efeito *momentum*. Ao testar empiricamente o modelo numa amostra de fundos de investimento norte-americanos, no período de 1963 a 1993, sugere que, em média, este melhora substancialmente os erros evidenciados no CAPM e no modelo de Fama e French (1993).

Por seu turno, Gruber (1996) acrescenta ao modelo de Fama e French (1993) um factor relacionado com o excesso de retorno das obrigações emitidas por empresas relativamente ao retorno da dívida pública e Alves e Mendes (2003), para além do efeito *momentum*, sugerem uma variável *dummy* para medir o efeito Janeiro.

2.3.4. Avaliação de Desempenho e Informação Condicional

As metodologias tradicionais de avaliação do desempenho utilizam como *input* na sua análise os retornos esperados não condicionados, uma vez que não consideram aspectos relativos à informação pública disponível quanto à conjuntura económica. No entanto, novas informações acerca do estado da economia global ou de uma empresa particular podem alterar o risco relativo dos fundos e, conseqüentemente, os seus retornos esperados, pelo que, nestes contextos, as metodologias não condicionais de avaliação do desempenho deixam de ter validade. Variações habituais nos níveis de risco e nos respectivos prémios de riscos serão interpretadas como sendo contributos resultantes das habilidades de *timing* do gestor ao desempenho médio da carteira quando na realidade não o são.

De facto, apesar de alguns estudos terem interpretado as variações nos níveis de risco dos fundos de investimento e nos respectivos prémios de risco como sendo um reflexo de informação superior ou de habilidade de *timing* dos gestores, Jensen (1972), Grant (1977), Dybvig e Ross (1985^a) e Grinblatt e Titman (1989^b) chamam atenção para os enviesamentos que esta confusão pode causar nas estimativas do desempenho.

Com o passar dos tempos, investigações levadas a cabo por diversos autores, tais como Fama e French (1989), Ilmanen (1995) e Pesaran e Timmermann (1995), permitiram a identificação de determinadas variáveis macroeconómicas relevantes na previsão da evolução dos retornos de acções e obrigações, como são os casos das taxas de juro e das taxas de crescimento dos dividendos.

Por outro lado, coube a Ferson e Korajczyk (1995), Ferson e Schadt (1996), Jagannathan e Wang (1996), Ferson e Harvey (1999), e Ferson e Khang (2002) estruturar as versões condicionais do CAPM, de modo a compreender nesses modelos as variações nos níveis de risco e nos respectivos retornos dos activos financeiros ao longo dos ciclos económicos.

A abordagem condicional ou condicionada parte do pressuposto de que os gestores possuem tanto a habilidade de fazer variar os alfas (α 's) como os betas (β 's) no decorrer do tempo, a medida que novas informações acerca do estado da economia

global são tornadas públicas. Assim, qualquer estratégia de investimento que possa ser replicada baseando na informação pública disponível não pode ser vista como sendo um desempenho superior do gestor, a não ser que ele a utiliza de forma distintiva.

Neste sentido, Ferson e Schadt (1996) transformam o CAPM original de modo a permitir a variabilidade dos retornos e dos níveis de risco dos fundos ao longo dos ciclos económicos. Em concreto:

$$r_{p,t} = \beta_p(Z_{t-1})r_{mt} + u_{p,t} \quad (2.4)$$

onde: r_{pt} é o excesso de retorno da carteira p relativamente à taxa de retorno isenta de risco em t ; r_{mt} é o excesso de retorno da carteira representativa do mercado (face à taxa isenta de risco) em t ; Z_{t-1} é um vector contendo as variáveis de informação desfasadas um período; $\beta_p(Z_{t-1})$ é o coeficiente beta condicional à informação pública disponível em $t - 1$; $u_{p,t}$ é um termo residual¹⁸.

Sendo que Ferson e Schadt (1996) assumam por hipótese que o gestor apenas utiliza a informação contida no vector Z_{t-1} , o coeficiente beta da carteira/fundo de investimento é uma função linear exclusiva de Z_{t-1} , podendo ser definida da seguinte forma:

$$\beta_p(Z_{t-1}) = \beta_{p0} + \beta'_p z_{t-1} \quad (2.5)$$

onde: $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z)$ é o vector dos desvios de Z_{t-1} face ao seu valor médio, $E(Z)$; β_{p0} representa o “beta médio”, i.e., a média não condicional dos betas condicionais; os elementos do vector β'_p são os coeficientes de resposta do beta condicional face à média das variáveis de informação pública. Substituindo a equação (2.5) na equação (2.4), deriva-se a seguinte regressão:

$$r_{p,t} = \beta_{p0}r_{mt} + \beta'_p z_{t-1}r_{mt} + u_{p,t} \quad (2.6)$$

¹⁸ Com as seguintes características:

$E(u_{p,t}|Z_{t-1}) = 0$: Hipótese dos mercados informacionalmente eficientes.

$E(u_{p,t}r_{m,t}|Z_{t-1}) = 0$: Sugere que os $\beta_p(Z_{t-1})$ são coeficientes de regressões condicionais.

onde, $E(u_{p,t}|Z_{t-1}) = E(u_{p,t}r_{m,t}|Z_{t-1}) = 0$. Para avaliar o desempenho de uma carteira de investimento é necessário estimar a seguinte regressão:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p1}r_{m,t} + \beta'_{p2}Z_{t-1}r_{m,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (2.7)$$

Nesta equação, o α_p representa a medida condicional do desempenho. Caso as estratégias de investimento levadas a cabo pelo gestor da carteira sejam exclusivamente baseadas na informação pública disponível, a estimativa do alfa condicional deverá ser igual a zero, sendo este facto consistente com a hipótese dos mercados informacionalmente eficientes. Como os próprios autores deixam claro, o modelo pode ser interpretado como sendo um caso especial de uma metodologia multifactorial condicionada¹⁹.

Numa fase posterior, Christopherson *et al.* (1998) expandem o modelo proposto por Ferson e Schadt (1996) de modo a permitir igualmente a condicionalidade dos alfas. A ideia chave dessa expansão consiste no seguinte: no modelo parcialmente condicional os alfas condicionais devem ser nulos no caso de os pesos da carteira gerida não preverem melhor os retornos esperados do que as variáveis relativas à informação pública disponível, Z_{t-1} . Todavia, se a informação utilizada pelo gestor for proporcionalmente superior àquela contida no vector Z_{t-1} , implicando que os pesos da carteira estejam condicionalmente correlacionados com os retornos esperados, então neste caso o alfa condicional será função da covariância condicional entre os pesos atribuídos pelo gestor e os retornos esperados, definidas por Z_{t-1} .

Os testes empíricos da autoria de Chen e Knez (1996), Ferson e Schadt (1996) e Ferson e Warther (1996) sugerem que as variáveis condicionais são significativas na avaliação do desempenho das carteiras de investimento. Também, evidenciam que as metodologias condicionadas permitem acomodar enviesamentos previstos nos modelos tradicionais de *timing*. No mercado norte-americano, Christopherson *et al.* (1998),

¹⁹Neste contexto, considera-se o excesso de retorno da carteira representativa do mercado como sendo o primeiro factor do modelo e os factores adicionais como sendo os retornos de um conjunto de estratégias dinâmicas que consistem em deter Z_{t-1} unidades da carteira representativa do mercado financiadas pela compra ou venda de Z_{t-1} unidades de activos isentos de risco (bilhetes do tesouro). Por sua vez, o coeficiente α_p seria a diferença média entre o excesso de retorno da carteira gerida e o excesso de retorno das estratégias dinâmicas. Se o gestor de uma determinada carteira possuir um alfa condicional positivo significa que retorno médio da sua carteira excedeu largamente o retorno médio das estratégias dinâmicas.

Ferson e Qian (2004), e Otten e Bams (2004) revelam que a condicionalidade dos retornos esperados à informação pública conduz a uma melhoria significativa nas estimativas do desempenho, sendo a capacidade explicativa por parte dos modelos condicionados relativamente superior. Esta melhoria significativa das estimativas resultante da introdução da condicionalidade é também detectada por Kryzanowski *et al.*, (1997) no mercado canadiano e Sawicki e Ong (2000) no mercado australiano. No mercado europeu, Otten e Bams (2002) concluem que os coeficientes alfas condicionais não diferem significativamente dos obtidos através de metodologias não condicionadas. Relativamente ao mercado português, Cortez e Silva (2002) sugerem que a admissão de informação condicionada nos modelos tradicionais elimina as evidências de desempenho superior, passando a evidenciar desempenhos essencialmente neutros. Com isso, concluem que a admissão da condicionalidade é estatisticamente significativa, tal como já tinha sido evidenciado em estudos anteriores, nomeadamente por Ferson e Schadt (1996). Porém, é de sinalizar que esta conclusão é feita num sentido oposto, visto que Ferson e Schadt (1996) verificam que a admissão da condicionalidade causa uma deslocação na distribuição das estimativas dos alfas em direcção à região de desempenho superior. Uma outra particularidade que distingue o estudo de Cortez e Silva (2002) dos anteriores é o facto das estimativas dos alfas condicionados serem significativamente menores que as estimativas dos alfas não condicionados. Leite e Cortez (2009) verificam uma ligeira melhoria nas estimativas do desempenho e um aumento da capacidade explicativa do modelo em resultado da admissão da condicionalidade, sendo, por isso, os seus resultados consistentes com os estudos de Ferson e Schadt (1996).

2.4. Conclusões

Neste capítulo foram discutidos os aspectos mais importantes em termos de literatura financeira relativa à avaliação do desempenho de carteiras de investimento.

Os desenvolvimentos levados a cabo por Markowitz (1952) criaram as condições essenciais para que Sharpe (1963) avançasse com o Modelo de Mercado, e mais tarde, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolvessem o CAPM. Foi neste

contexto teórico que surgiram as primeiras medidas de avaliação do desempenho sugeridas por Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968). No entanto, não tardou muito para que os críticos começassem a sugerir evidências de limitações em torno destas medidas. De entre essas críticas, assumem algum destaque as relativas à escolha da carteira padrão (*benchmark*) e a estabilidade da medida de risco. O caso da estabilidade da medida de risco tem sérias implicações na determinação das origens do desempenho do gestor, visto que não leva em conta as capacidades do gestor em antecipar os movimentos cíclicos do mercado, *timing*, focalizando-se apenas nas suas capacidades para se seleccionar activos sobre e subavaliados, isto é, na selectividade. Motivados com a possibilidade do gestor poder igualmente fazer variar o nível de risco da sua carteira, alguns autores começaram a dar os primeiros passos rumo às medidas que permitem decompor o desempenho nas componentes *timing* e selectividade. Os testes empíricos das diversas medidas sugerem que a existência de capacidades de *timing* é algo extremamente rara, apontando a evidência para *timing* negativo. Por outro lado, a introdução de variáveis condicionais nos modelos tradicionais sugere que são estatisticamente significativas, como também permitem os modelos condicionais acomodar muitos dos viés evidenciados.

CAPÍTULO III

METODOLOGIA

3.1 Introdução

Concluída a revisão da literatura, na qual foram revisitadas e debatidas as principais linhas de investigação desenvolvidas no campo da avaliação de desempenho das carteiras de investimento, neste capítulo desenvolve-se a metodologia que será testada empiricamente na avaliação de uma amostra de fundos de investimento mobiliário portugueses. A escolha desta medida resulta da sua vantagem na realização de testes de significância estatística. Na análise das componentes do desempenho global aplica-se o modelo de Henriksson e Merton (1981). Por fim, para testar a robustez das estimativas de *timing* e selectividade obtidas no modelo anterior, desenvolve-se as medidas sugeridas pelo modelo de Treynor Mazuy (1966) e baseadas no modelo de Fama e French (1993) e as suas respectivas versões condicionais.

3.2. Medidas de Avaliação de Desempenho

3.2.1. Medida de Desempenho Global

A medida proposta por Jensen (1968) para avaliar o desempenho global dos gestores tem como referencial teórico o CAPM.

No capítulo anterior, o retorno de equilíbrio presente no CAPM foi caracterizado em termos previsionais (*ex-ante*). No entanto, sendo o objectivo da avaliação do desempenho do gestor avaliar o seu comportamento efectivo num determinado horizonte temporal, essa tem que ser feita através da informação relativa ao período e nunca através da informação previsional. Por isso, torna-se necessário especificar o retorno de equilíbrio em termos *ex-post*.

$$r_{p,t} = \beta_m r_{m,t} + \varepsilon_{p,t} \quad (3.1)$$

onde, $r_{p,t}$ é o retorno em excesso da carteira p e $r_{m,t}$ é o retorno em excesso da carteira de mercado, ambos referentes ao período t ²⁰.

Tendo em conta a relação de equilíbrio presente no CAPM, Jensen (1968) considera que caso existirem determinados “atritos” de mercado os activos financeiros podem estar temporariamente sobre ou subavaliados, portanto um investidor que acompanhe de perto a evolução das condições vigentes no mercado ao ficar a par de tal ocorrência fará todos possíveis para aproveitar essa oportunidade com vista à obtenção de um retorno superior ao normal. Assim, Jensen (1968) introduz uma intercepção α na regressão representada na equação (3.1) cuja finalidade é medir o retorno anormal resultante da exploração dos desvios temporários do preço dos activos financeiros em relação ao seu justo valor (*fair value*), isto é:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (3.2)$$

onde, o α_p é a medida de Jensen. Nas hipóteses subjacentes ao CAPM e na hipótese da eficiência informacional dos mercados a estimativa do coeficiente α_p não deverá ser significativamente diferente de zero. No entanto, se essa estimativa for significativamente positiva diz-se que a carteira teve no período de avaliação um desempenho superior à da carteira do mercado; se o resultado for significativamente negativo diz-se que o desempenho foi inferior.

Anteriormente sugeriu-se que uma das principais críticas em torno das medidas do desempenho global, aqui preconizadas pela medida de Jensen (1968), relaciona-se com o pressuposto por elas assumida da estabilidade da medida do risco sistemático. Razão pela qual consideram que todo o desempenho do gestor advém da sua capacidade para seleccionar no mercado activos sobre ou subavaliados. Com isso foram desenvolvidas as primeiras medidas para desagregar o desempenho global do gestor nas componentes *timing* e *selectividade*.

²⁰O $\varepsilon_{p,t}$ representa uma variável residual que segue uma distribuição normal com valor esperado nulo, $E(\varepsilon_{p,t}) = 0$, variância constante, $Var(\varepsilon_{p,t}) = \sigma_\varepsilon^2$ e não correlacionada quer com o retorno do mercado, $Cov(r_m, \varepsilon_{p,t}) = 0$, quer com a variável residual de outros títulos $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = 0$.

3.2.2. Modelos de Timing e Selectividade

Treynor e Mazuy (1966) assumem que na presença de *timing* os gestores irão privilegiar activos mais voláteis em detrimento de activos menos voláteis quando antecipam uma subida do mercado e o contrário quando as previsões são de baixa do mercado. Deste modo, para testar esse comportamento adicionam um termo quadrático à equação de Jensen (1968) para melhorar a capacidade explicativa da regressão e separar o *timing* das medidas de selecção de activos. Em concreto:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{m,t}) + \gamma_p(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3.3)$$

onde, para além dos significados já conhecidos, o α_p e o γ_p representam, respectivamente, as medidas de selectividade e *timing*. Caso a estimativa de γ_p seja positivamente diferente de zero conclui-se que o gestor conseguiu antecipar correctamente os movimentos futuros do mercado, evidenciando por isso capacidades de *timing*. Na presença de *timing*, a Recta Característica deixa de ter um comportamento linear e passa a descrever uma curva²¹.

Henriksson e Merton (1981) substituem o termo representando o quadrado do prémio de risco do mercado pelo *payoff* de uma opção de venda da carteira de mercado a um preço de exercício igual à taxa de retorno isenta de risco, isto é, $\max(0, r_{m,t})$, dando origem a seguinte expressão:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{m,t}) + \gamma_p(r_{m,t})D_t + \varepsilon_{p,t} \quad (3.4)$$

onde, D_t é uma variável binária que assume o valor de 1 se o retorno do mercado exceder a taxa sem risco e 0 caso contrário.

²¹ Em caso de actividade de *timing* positivo a curva obtida será convexa em relação à origem, visto que uma variação do mercado no sentido ascendente irá gerar um acréscimo no retorno da carteira superior à descida resultante de uma variação de igual montante absoluto, mas em sentido oposto. No caso de actividade de *timing* negativo a curva será côncava.

3.2.3. Modelos Condicionais de Timing e Selectividade

Ferson e Schadt (1996), Ferson e Warther (1996) e Becker *et al.* (1999) sugerem que a má especificação dos modelos não condicionais pode resultar em pobres estimativas de selectividade e *timing* perverso, visto que variações comuns no risco e nos respectivos prémios de risco são simplesmente ignorados nesses modelos. Assumindo que os mercados são eficientes na forma semi-forte de Fama, esses autores incorporam nos modelos não condicionais vectores de variáveis instrumentais desfasadas com vista a capturar a informação pública disponível. Os testes empíricos realizados atestam que essas variáveis são significativas quer sejam consideradas individualmente como colectivamente. Por exemplo, a evidência sugere que variáveis desfasadas como o *dividend yield* de um índice de mercado (*DY*), o declive da estrutura temporal das taxas de juro (*TS*) e a taxa de juro de curto prazo (*EUR*) são instrumentos com significância estatística.

Seguindo Ferson e Schadt (1996), o modelo Treynor e Mazuy (1966) condicional resulta na seguinte expressão:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p0}(r_{m,t}) + \beta'_p(z_{t-1}r_{m,t}) + \gamma_p(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3.5)$$

onde, para além dos significados já conhecidos, $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z)$ representa os desvios de Z_{t-1} face aos valores médios (não condicionais), β'_p captura a resposta do beta condicional aos desvios face à média das variáveis de informação pública, α_p representa uma medida condicional do desempenho e γ_p é a medida do *timing* condicional.

3.2.4. Modelo Multifactorial de Avaliação de Desempenho

3.2.4.1. Extensão do Modelo de Fama e French (1993)

Na terminologia de Fama e French (1993)²² para além do prémio de risco do mercado o retorno de uma carteira de investimento pode ser explicado adicionalmente por outros dois factores que espelham as características das empresas emitentes das

²² No anexo 3.1 encontra-se descrito o procedimento adoptado na estimação dos factores SMB e HML. As estatísticas e as respectivas correlações das variáveis são reportadas no anexo 3.2.

acções em causa. Tendo como referência Bollen e Busse (2001), optou-se por se estimar no modelo proposto apenas o *timing* relativo ao factor de mercado. Assim, o modelo de Fama e French (1993) com um factor adicional para medir as estratégias de *timing* expressa-se da seguinte forma:

$$r_{p,t} = \alpha_p + b_p(r_{m,t}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + \gamma(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3.6)$$

onde, *SMB* e *HML* são os factores “*small minus big*” e “*high minus low*” que capturam os efeitos dimensão e “*book-to-market*” nos retornos dos títulos.

3.2.4.2. Modelo Multifactorial Condicional

Ferson e Harvey (1999) reexaminam o modelo de Fama e French (1993) de modo a transforma-lo num modelo condicionado na informação pública. Seguindo esses autores, transformamos a equação (3.6) introduzindo três termos que capturam o impacto da informação pública sobre os retornos da carteira:

$$r_{p,t} = \alpha_p + b_p(r_{m,t}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + b'_p(z_{t-1}r_{m,t}) + s'_p(z_{t-1}SMB_t) + h'_p(z_{t-1}HML_t) + \gamma(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3.7)$$

onde, as demais notações têm os significados já conhecidos.

3.3. Conclusões

No capítulo foram apresentadas diversas métricas utilizadas na avaliação do desempenho dos gestores. Assim, começamos por apresentar a medida de avaliação do desempenho global proposta por Jensen (1968). Para a realização dos testes às capacidades de *timing* e selectividade foi explicado a medida presente no modelo de Henriksson e Merton (1981). Por último, para testar a robustez das estimativas obtidas no estudo, apresentaram-se as medidas do modelo de Treynor e Mazuy (1966) e de Fama e French (1993) e as suas respectivas versões condicionadas.

CAPÍTULO IV

ANÁLISE PRELIMINAR DAS AMOSTRAS

4.1. Introdução

Neste capítulo realiza-se uma exposição das diversas variáveis do nosso estudo. Primeiro, expõe-se a amostra nas diferentes categorias de FIM e algumas das suas características principais. Destaca-se ainda a forma como se procede a estimação das rendibilidades dos fundos, do mercado, da taxa isenta de risco e das variáveis representativas da informação condicional e as razões por trás da sua escolha. Antes, a secção seguinte começa por apresentar o sector de fundos de investimento em Portugal e a sua evolução recente.

4.2. Fundos de Investimento Mobiliário em Portugal

Em Portugal, a indústria dos fundos de investimento começou a dar os seus primeiros passos no início da década de sessenta, tendo o primeiro fundo de investimento sido constituído no ano de 1964. Trata-se do Fundo de Investimento Atlântico (FIA) cuja gestão estava sob à alçada da SAGA – Sociedade de Administração e Gestão de Bens Mobiliários, S.A.R.L. Em 1965 um despacho do Ministério das Finanças veio autorizar a constituição de mais uma outra sociedade gestora, intitulada SOGESTIL – Sociedade de Gestão de Títulos, S.A.R.L, que ficaria responsável pela gestão do novo fundo de investimento então criado, Fundo de Investimento para o Desenvolvimento Económico e Social (FIDES). Por essa mesma altura, o Banco Nacional Ultramarino entrou com um requerimento de autorização para constituir na então “Província de Moçambique” uma sociedade gestora, intitulada Sociedade Moçambicana de Administração e Gestão de Bens, S.A.R.L que ficaria encarregue da gestão de um conjunto de valores mobiliários e imobiliários do futuro Fundo de Investimento Ultramarino (FIU).

Com a Revolução de 25 de Abril de 1975 diversas empresas privadas foram nacionalizadas pelo Estado, entre elas as do sector bancário, e a actividade no mercado de capitais foi suspensa. Uma vez que as carteiras do FIA e do FIDES integravam títulos das então empresas nacionalizadas acabaram por ser extintas no período pós 25 de Abril. Por sua vez, o fundo FIU acabaria por ser desactivado com a independência da colónia de Moçambique.

Foi necessário esperar até 1985 para que a indústria dos fundos de investimento voltasse a fazer parte do panorama económico português. Isso só foi possível graças ao novo enquadramento legal, nomeadamente a aprovação de dois diplomas legais, o Decreto - Lei n.º 134/85²³, de 2 de Maio, e o Decreto – Lei n.º 246/85²⁴. Assim, em Maio de 1986 surgia o fundo de investimento mobiliário INVEST e em Novembro desse mesmo ano o fundo de investimento imobiliário FUNDIMO.

No período que se seguiu ao *crash* de Outubro de 1987, em resultado da aprovação do Decreto-Lei n.º 321/87, de 28 de Agosto, determinou-se a suspensão dos benefícios fiscais atribuídos aos fundos de investimento mobiliário e, mais tarde, com o Decreto-Lei n.º 229-C/88 e Portaria 422-B/88, a suspensão dos resgates por parte de alguns fundos. Em consequência, verifica-se uma redução da confiança que os investidores depositavam nesses produtos financeiros.

Com a aprovação dos novos diplomas legais em 1988, Decreto-Lei n.º 229-C/88 e Portaria n.º 422-B/88, ambos de 4 de Julho, que vieram permitir a constituição de fundos fechados e facultar às sociedades gestoras a possibilidade de poderem gerir mais do que um fundo de investimento, observa-se uma proliferação e especialização dos fundos de investimento.

De 1989 em diante, em resultado das perspectivas de um bom crescimento da economia portuguesa, da recuperação do mercado de capitais português e da entrada dos fundos de investimento nas políticas comerciais dos bancos, assiste-se ao início de uma fase de elevada expansão na indústria de fundos de investimento. Fonte: CMVM (2002), Banco de Portugal (2000) e Sousa (1999).

²³ Veio actualizar a disciplina jurídica dos fundos de investimento mobiliário.

²⁴ Serviu de base à introdução dos fundos de investimento imobiliário em Portugal.

Nas últimas duas décadas, os FIM alcançaram um forte dinamismo no mercado de capitais português, posicionando-se cada vez mais como uma forte alternativa, mas também um complemento às modalidades tradicionais de aplicação das poupanças (por exemplo: depósitos bancários e aplicações directas no mercado de capitais). Neste sentido, tem-se assistido a um crescimento significativo tanto a nível do número de fundos e das sociedades gestoras como, principalmente do montante das aplicações realizadas.

Tendo por base o segmento dos FIM, a tabela 4.1 reporta a evolução do valor líquido sob gestão (VLG)²⁵, do número de fundos e das respectivas sociedades gestoras no período 1994 a 2009.

De um ponto de vista geral, a informação nela contida sinaliza um crescimento pautado, ainda que significativo, da indústria portuguesa dos FIM, embora, recentemente, tenha-se verificado uma alteração nessa tendência, derivada da descapitalização dos FIM, na sequência da crise financeira.

Tabela 4.1 Evolução do Valor Líquido sob Gestão (VLG) e do n.º de FIM e SGFIM

Ano	N.º	FIM		SGFIM
		VLG* ²⁶	$\Delta(\%)$ VLG	N.º
1994	129	10242	24	24
1995	150	9932	-3	25
1996	182	12172	23	24
1997	204	16315	34	20
1998	246	19866	22	16
1999	272	20435	3	20
2000	260	18621	-9	19
2001	262	19382	4	18
2002	221	19576	1	16
2003	215	21984	12	16
2004	224	23485	7	15
2005	242	26496	13	15
2006	263	27331	3	16
2007	291	24278	-11	18
2008	292	13722	-43	20
2009	288	16709	22	19

Fonte: Relatórios de Actividade da APFIPP | * Unidade: **10⁶** Euros

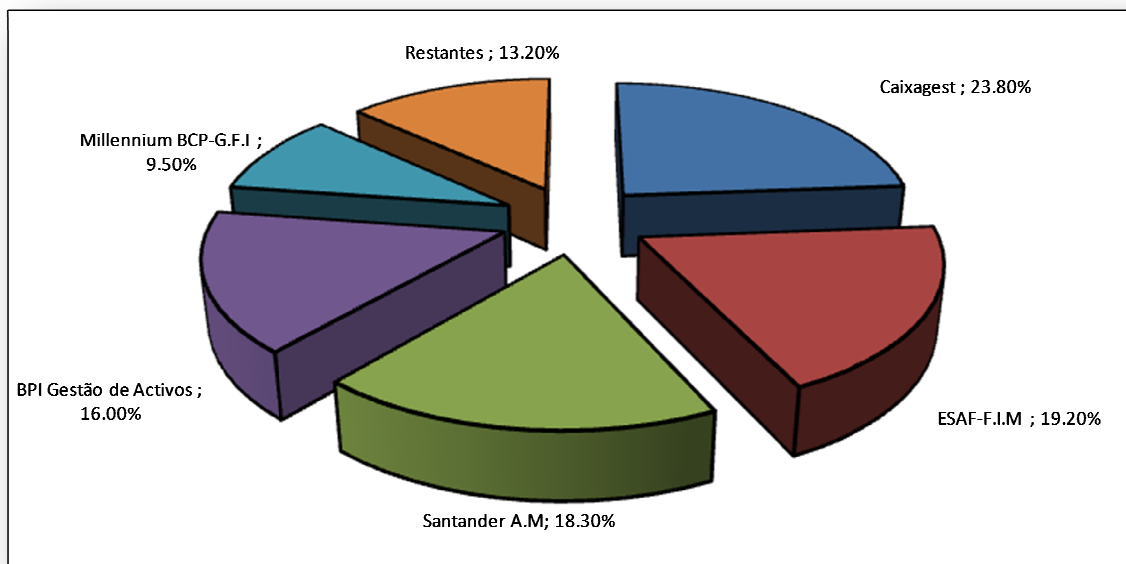
²⁵ Optou-se por deduzir ao VGL o valor do investimento realizado pelos fundos de fundos nos restantes fundos de forma a salvaguardar a análise do efeito da dupla contabilização.

²⁶ Montante líquido dos investimentos realizados nos Fundos de Fundos.

Relativamente ao número de FIM, de 1994 a 2009, não obstante a duas interrupções na tendência (Dezembro de 1999 a Dezembro de 2000 e Dezembro de 2001 a Dezembro de 2003), o crescimento do sector foi no geral notório. Nas duas interrupções é de salientar a liquidação de um total de 57 fundos, consequência de duas ocorrências que marcaram o período: (1) a aprovação por parte da CMVM do regulamento n.º 19/2000 que veio permitir as fusões entre fundos, uma possibilidade que até a data estava vedada; e (2) visto em Portugal a maioria dos fundos serem dominados pelos principais bancos, a aglomeração ocorrida no sector bancário poderá explicar, em parte, a onda de fusões e aquisições observada.

Do lado das sociedades gestoras, verifica-se uma redução do seu número aliado aos elevados níveis de concentração no sector decorrente dos movimentos de fusão e aquisição no sistema financeiro nacional. Como se pode notar pela figura 4.1, em Dezembro de 2009 as cinco maiores sociedades gestoras controlavam 86,8% do mercado de fundos de investimento mobiliário em Portugal.

Fig. 4.1. Distribuição das Quotas de Mercado pelas SGFIM em Dezembro 2009



Fonte: Relatório de Actividade da APFIPP 2009.

Esta tendência patente na estabilização do número de SGFIM poderá reflectir que estas estarão a apostar na diversificação da sua oferta, disponibilizando aos investidores novas categorias de fundos.

Da informação relativa a evolução do Valor Líquido sob Gestão (VLG), é possível afirmar, *a priori*, que não existe uma tendência nítida, sendo possível identificar distintos cenários de evolução. Entre 1994 e 1998, a evolução do sector foi no geral positiva, tendo o VLG atingido níveis de crescimento significativos, a excepção do ano de 1995 onde se registou um decréscimo no valor líquido sob gestão dos FIM. Para esse cenário favorável terá contribuído o bom desempenho do mercado de capitais nos anos de 1994, 1996 e 1997.

De 1999 a 2002, o sector passou por uma certa desestabilização. Na sequência do mau desempenho do mercado de capitais, principalmente da vertente accionista, o sector registou uma descapitalização, com o VLG de Dezembro de 2002 a ficar 290 milhões abaixo do valor observado em Dezembro de 1998. Embora se tenha registado um crescimento positivo na maioria dos anos, esse foi de tal modo baixo que não serviu para cobrir o decréscimo assinalado em Dezembro de 2000.

Entre 2003 e 2006, o sector exibiu novamente uma tendência de crescimento mas não foi tão acentuada como a verificada no período de 1994 a 1998. Todos os anos que constituem o período apresentaram taxas de crescimento positivas, entretanto o ano de 2006 começou a dar sinais de uma evidente inversão na tendência de crescimento. Em média, o sector registou um crescimento na ordem dos 9% ao ano. Esse dinamismo poderá ser explicado pelo bom desempenho do mercado de capitais²⁷ e por via do surgimento de novos fundos, em particular dos Fundos Especiais de Investimento (FEI) e dos Fundos Flexíveis²⁸.

Os anos de 2007 e 2008 são os que evidenciaram os piores cenários em todo o período. Em Dezembro de 2008, o valor líquido gerido pelos FIM era de 13.722

²⁷ Entre Dezembro de 2002 e Dezembro de 2006, o principal índice do mercado bolsita português, o PSI 20, registou uma rentabilidade média anual de 23%.

²⁸ Segundo as informações dos relatórios da APFIPP, os primeiros Fundos Especiais de Investimento e Fundos Flexíveis iniciaram a sua actividade no mercado Português em 2004. Entre Dezembro de 2004 e Dezembro de 2006, o valor líquido gerido por essas categorias de fundos cresceu 437 % (FEI) e 1168% (Fundos Flexíveis).

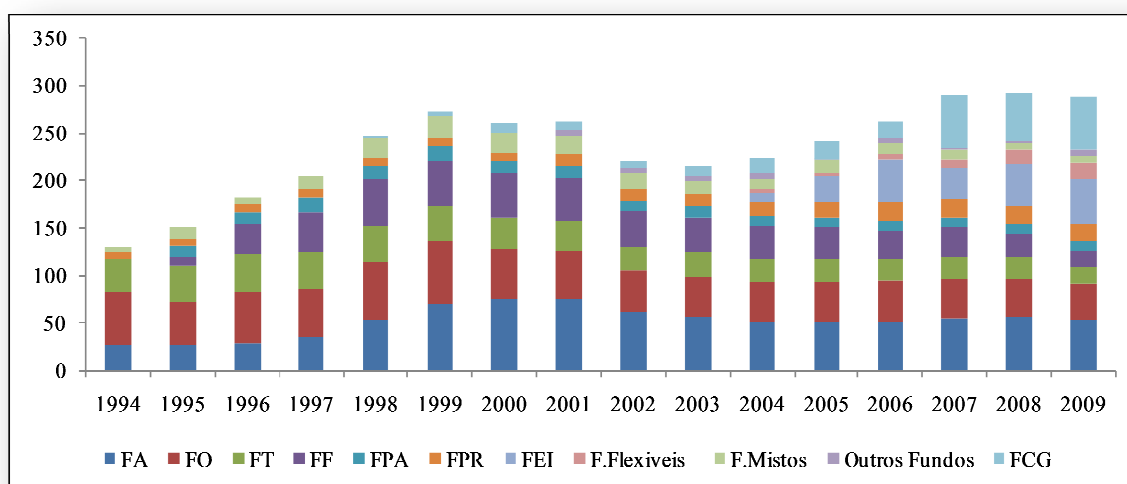
milhões de euros, reflectindo uma quebra de 43% face a 2007. Esta quebra significativa no VLG é consequência directa da deterioração das condições económicas e financeiras no ano de 2008 e que afectou tanto o mercado português como o mundial. No decurso do ano de 2008 o montante de subscrições líquidas²⁹ foi negativo em 8.182,1 milhões de euros, correspondendo a 77,5 % da redução apurada no VLG. Em termos de desvalorização dos activos que constituíam as carteiras dos FIM, esta foi de aproximadamente 2,3 milhões de euros, equivalendo aos restantes 22,5% da redução ocorrida no VLG.

Em 2009, verificou-se uma ligeira recuperação, em especial no que diz respeito aos montantes sob a gestão dos FIM, eventualmente fomentada pelo restabelecimento dos mercados na sequência dos planos de recuperação económica levados a cabo pelos Governos e Bancos Centrais. A manutenção das taxas de juro em níveis historicamente baixos terá contribuído igualmente para atrair novamente o interesse dos investidores e demais aforradores para os mercados de capitais, o que impulsionou a evolução das aplicações nos FIM.

Desde que foi facultada às SGFIM a possibilidade de constituição de fundos especializados, para além dos fundos de obrigações e fundos de acções, tem-se verificado o surgimento de demais categorias de fundos, contribuindo para uma maior diversificação na oferta de fundos disponibilizados aos investidores [ver figura 4.2].

²⁹Subscrições Líquidas_t = Total de Subscrições_t – Total de Resgates_t

Fig.4.2. Evolução do n.º de Fundos de Investimento Mobiliário por Categoria



Fonte: Relatórios de Actividade da APFIPP

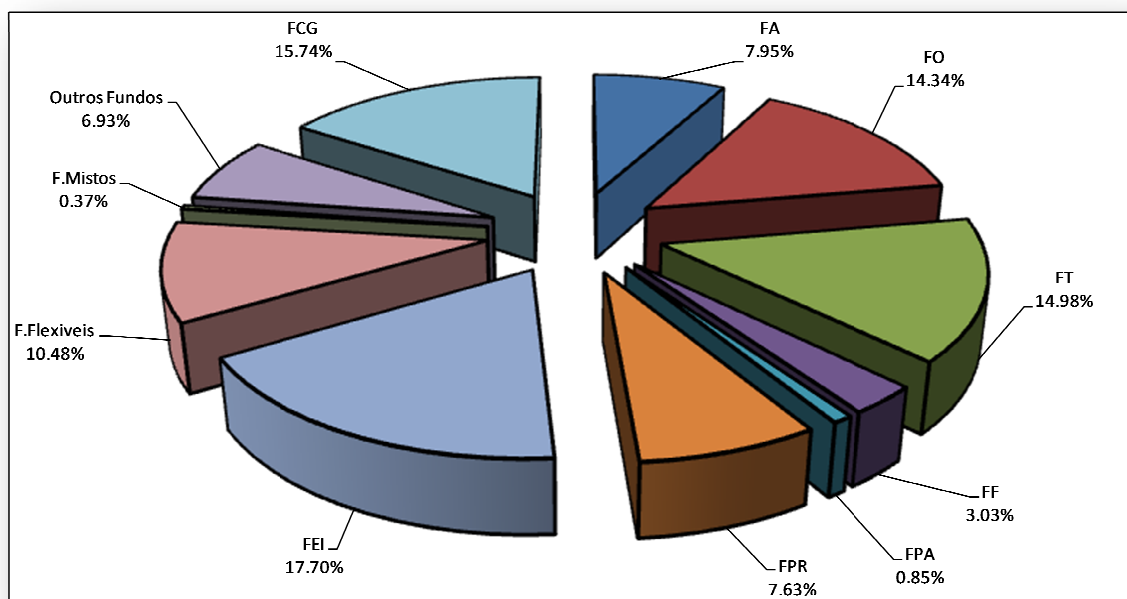
Legenda: FA: Fundos de Acções; FO: Fundos de Obrigações; FT: Fundos de Tesouraria; FF: Fundos de Fundos; FPA: Fundos Poupança Acções; FPR: Fundos Poupança Reforma; FEI: Fundos Especiais de Investimento; FCG: Fundos Capital Garantido.

A primeira metade da década de noventa foi marcada por um claro domínio dos fundos de obrigações (FO) e fundos de tesouraria (FT). Em Dezembro de 1994, as duas categorias representavam no conjunto mais de 70% da totalidade de FIM em actividade no mercado português. Nos anos seguintes, a importância relativa dessas duas categorias diminuiu, entretanto até Dezembro de 1996 nunca estiveram abaixo dos 50% do total dos FIM.

Na segunda metade da década de noventa observou-se uma proliferação dos fundos de fundos (FF) e dos fundos de acções (FA) que se aproximaram do número de FT, chegando mesmo a ultrapassá-lo a partir de 1998.

A última década ficou marcada por um crescimento substancial no número de fundos de capital garantido (FCG) e fundos poupança reforma (FPR) e pelo lançamento de duas outras categorias de fundos, Fundos Flexíveis e Fundos Especiais de Investimento (FEI) cujo crescimento foi igualmente substancial, principalmente no caso dos FEI.

Fig.4.3 Montante de Aplicações por Categoria de Fundo em Dezembro de 2009



Fonte: Relatório de Actividade da APFIPP 2009.

Legenda: FA: Fundos de Acções; FO: Fundos de Obrigações; FT: Fundos de Tesouraria; FF: Fundo de Fundo; FPA: Fundos Poupança Acções; FPR: Fundos Poupança Reforma; FEI: Fundos Especiais de Investimento; FCG: Fundos Capital Garantido.

A figura 4.3 realça a importância relativa de cada uma das categorias de FIM na captação de recursos junto dos investidores/aforradores no ano de 2009.

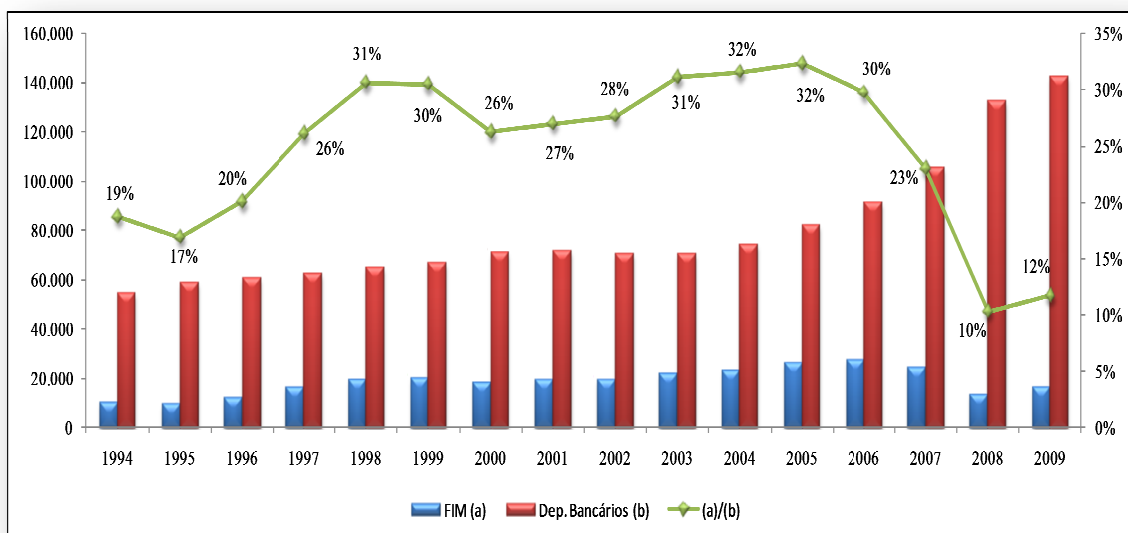
A medida que as SGFIM foram desenvolvendo novas tipologias de fundos e adequando as políticas de investimento às circunstâncias dos mercados e, sobretudo, às necessidades dos investidores, os FIM passaram a ter uma maior importância relativa nas decisões de investimento dos investidores/aforradores portugueses. Neste sentido, de 1995 a 1998, a razão entre o VLG e os depósitos bancários³⁰ teve um crescimento notável, saltando dos 17% em 1995 para os significativos 31% em 1998 (ver figura 4.4). No entanto, num segundo período, compreendido entre Dezembro de 1998 e Dezembro de 2000, verificou-se uma inversão na tendência de crescimento do rácio, tendo este caído aproximadamente 5 pontos percentuais. Mais uma vez, é de referir que isto foi um

³⁰ Para os devidos efeitos considera-se apenas os depósitos à Prazo e de Poupança.

resultado directo da descapitalização dos FIM, na sequência do mau desempenho dos mercados accionistas na altura.

De 2001 em diante seguiu-se um novo período de crescimento continuado do rácio, impulsionado essencialmente pelo crescimento das categorias FO (72,3%) e FT (40,3%). Todavia essa tendência só duraria até 2006, altura em os fundos começaram a dar os primeiros sinais de uma nova descapitalização que viria atingir o seu pico máximo em 2008. No final de 2008 o VLG era de apenas 10% dos depósitos bancários, o que evidencia uma quebra de 22 pontos percentuais face a Dezembro de 2005.

Fig.4.4 Evolução dos FIM face aos Depósitos Bancários



Unidade:

Fonte: Relatórios de Actividade da APFIPP/ CMVM/ Banco de Portugal

4.3. A Amostra de Fundos de Investimento Mobiliário em Acções

A amostra é composta por 30 FIM portuguesas, para o período compreendido entre 01 de Janeiro de 2002 e 31 de Dezembro de 2009, perfazendo no total 96 observações mensais. Esta amostra, por seu turno, desagrega-se em três sub-amostras de FIM, classificadas pelos critérios da Associação Portuguesa dos Fundos de Investimento, Pensões e Patrimónios (APFIPP) como Fundos de Acções Nacionais (FAN), Fundos de

Acções da União Europeia, Suíça e Noruega (FUE) e Fundos de Acções Internacionais (FAI).

O facto de analisarmos o desempenho das três categorias de FIM prende-se com a crescente integração dos mercados financeiros no espaço europeu e com a possibilidade de se poder tirar algumas ilações quanto às capacidades de *timing* dos gestores nas diferentes categorias de fundos.

Os fundos seleccionados são apenas aqueles que se sobreviveram a todo o período, isto é, aqueles que se encontravam ainda em exercício no dia 31 de Dezembro de 2009, estando representados na tabela seguinte:

Tabela 4.2. Amostra de FIM

FAN	Fundos Nacionais	Código
1	Banif Acções Portugal	BAP
2	Barclays Premier Acções Portugal	BPAP
3	BPI Portugal	BPIP
4	Caixagest Acções Portugal	CAP
5	Espírito Santo Portugal Acções	ESPA
6	Millennium Acções Portugal	MAP
7	Postal Acções ³¹	PA
8	Santander Acções Portugal	SAP

FUE	Fundos União Europeia	Código
9	BANIF Euro Acções	BANIFEA
10	BBVA Bolsa Euro	BBVABE
11	BPI Euro Grandes Capitalizações	BPIEGC
12	BPI Europa Valor	BPIEV
13	Caixagest Acções Europa	CAE
14	Espírito Santo Acções Europa	ESAE
15	Finicapital	FC
16	Millennium Euro Carteira	MEC
17	Montepio Acções	MA
18	Montepio Acções Europa	MAE
19	Popular Acções	POPA
20	Raiz Europa	RE
21	Santander Acções Europa	SAE

³¹ Este fundo encontra-se actualmente classificado como Fundo de Acções da União Europeia, Suíça e Noruega. Mas, uma vez que durante a maioria do período em análise pertenceu à categoria Fundos de Acções Nacionais, optou-se por mantê-lo nesta categoria.

FAI	Fundos Internacionais	Código
22	BPI Reestruturações	BPIR
23	BPN Acções Global	BPNAG
24	Caixagest Acções Japão	CAJ
25	Caixagest Acções Oriente	CAO
26	Espírito Santo Acções Global	ESAG
27	Espírito Santo Mercados Emergentes	ESME
28	Finifundo Acções Internacionais	FAI
29	Millennium Acções Japão	MAJ
30	Millennium Mercados Emergentes	MME

4.3.1. Survivorship Bias

Uma vez que a amostra seleccionada apenas abrange os FIM que sobreviveram a todo o período a avaliação que se pretende realizar poderá sofrer do chamado viés de sobrevivência (*survivorship bias*). Este fenómeno foi inicialmente estudado por Brown *et al.* (1992) e consiste na tendência dos fundos de investimento que não sobrevivem a todo o período serem excluídos dos estudos de desempenho. Pensa-se que os fundos que “desaparecem” são precisamente aqueles que tiveram o pior desempenho, donde a sua não inclusão nas análises de desempenho poderá acarretar enviesamentos nas estimativas obtidas e culminar em falsas conclusões finais.

Embora seja um tema amplamente discutida na literatura financeira, o *survivorship bias* continua a suscitar dúvidas no seio académico, não existindo um consenso quanto ao seu verdadeiro impacto nas estimativas do desempenho. Grinblatt e Titman (1989b), Kao *et al.* (1998), Goetzmann *et al.* (2000) defendem que o seu impacto deve ser mínimo. Por outro lado, Shukla e Trzcinka (1994) defendem que o *survivorship bias* deriva da própria capacidade que os investidores têm em penalizar os gestores pelos seus fracos desempenhos. Todavia, parece que isso não é o que se verifica na prática, visto que um pouco por todo o mundo as evidências recolhidas sugerem que os investidores insistem em investir em fundos cujo desempenho é sistematicamente negativo.

No caso português, Romacho e Cortez (2006) opinam que o *survivorship bias* não é muito relevante, no entanto não avançam com uma estimativa exacta do seu montante. Por sua vez, Leite e Cortez (2009) ao avaliarem o desempenho de dois segmentos de

FIM em acções, FAN e FUE sugerem que este fenómeno tem um impacto reduzido nas estimativas do desempenho e de magnitude invariável nas várias metodologias aplicadas na análise, exibindo no caso dos FAN valores negativos e estatisticamente significativos a 5%.

Embora a evidência tende a sugerir que no caso português o impacto do *survivorship bias* nas estimativas do desempenho é reduzido não se podia deixar de pelo menos ter uma noção da sua dimensão. Neste contexto, a tabela que se segue contém a percentagem média de FIM em acções liquidados durante o período no qual é seleccionado a amostra.

Tabela 4.3. Percentagem de Fundos de Investimento Mobiliário em Acções Liquidados

Ano	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Média
N.º de FIM em Acções (Dez.)	62	57	52	51	52	54	56	53	55
F.I.M em Acções Liquidados	13	5	5	5	0	2	0	3	4
(a) por fusão	9	4	0	3	0	1	0	1	2
(b) por transferência	0	0	0	1	0	1	0	2	1
(c) maturidade	4	1	5	1	0	0	0	0	1
Fundos Liquidados (%)	17.3	8.1	8.8	9.6	0.0	3.8	0.0	5.4	6.6
Excluindo fusões (%)	5.3	1.6	8.8	1.9	0.0	0.0	0.0	0.0	2.2

Fonte: Relatórios de Actividade da APFIPP

Da tabela anterior, pode-se concluir que a percentagem média de FIM em acções liquidados ao longo dos últimos oito anos não é muito significativa. Se excluirmos os fundos que foram alvo de processos de fusões a percentagem média de fundos liquidados reduz ainda mais passando para os 2,2%/ano. Assim, se considerarmos esta percentagem média de fundos liquidados como sendo uma *proxy* do impacto do *survivorship bias* nas estimativas do desempenho a obter através da amostra seleccionada, conclui-se que esse será reduzido.

4.3.2. Caracterização da Amostra

Algumas das características dos fundos podem conter informações quanto às capacidades do gestor em incrementar os retornos das suas carteiras.

Pela tabela 4.3, constata-se que a amostra seleccionada representa, em média, aproximadamente 61% da quota de mercado dos fundos mobiliários portugueses que investem em acções. Desses fundos, o Millennium Eurocarteira (MEC) é o que apresenta, em termos médios, a maior quota de mercado, e o Postal Acções (PA) a mais baixa quota de mercado.

A leitura da coluna relativa ao *Turnover*³² permite concluir que, em média, o fundo Santander Acções Portugal (SAP) foi o que apresentou um maior dinamismo ao rodar anualmente a sua carteira numa proporção superior a 5 vezes o seu valor líquido gerido. Do lado oposto, destacam-se os fundos Montepio Acções (MA), Montepio Acções Europa (MAE) e Popular Acções (POPA) cujos valores médios para o *turnover* são negativos³³.

Relativamente a idade, em média os fundos possuem uma idade igual a 13,5 anos, o que sugere que a indústria de fundos de investimento mobiliário de acções em Portugal é bastante recente. O fundo mais antigo é o Postal Acções (PA) com uma idade de 22,5 anos e o mais recente é o BPN Acções Global (BPNAG) com apenas 8,25 anos.

³² É uma medida do grau de activismo da gestão da carteira e é obtida traves da seguinte expressão:

$$T_t = \frac{(Vendas_t + Compras_t) - (Subscrições_t + Resgates_t)}{VLG_t}$$

³³ O facto de o indicador assumir valores negativos para esses três fundos pode significar que: (i) esses fundos aumentaram os seus níveis de liquidez; ou (ii) reduziram a sua liquidez; ou ainda (iii) compensaram os *cash flows* das subscrições e resgates entre si não tendo precedidos a compra e venda de acções.

Tabela 4.4. Principais Características da Amostra

Esta tabela expõe, em termos médios, o Valor Líquido Gerido, a rotação das carteiras, através do indicador *turnover*, a quota de mercado e a idade (em anos) dos fundos de investimento mobiliário que constituem a amostra analisada, para o período que vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009.

Fundos	VLG (10 ⁶ €)	Turnover (%)	Quota de Mercado (%)	Idade (Anos)
Fundos Nacionais				
BAP	7.91	224.53	0.40	12.00
BPAP	15.64	304.28	0.79	13.08
BPIP	37.07	100.74	1.85	16.00
CAP	95.53	253.70	4.55	13.50
ESPA	21.80	217.51	1.08	12.25
MAP	99.18	258.32	5.03	14.50
PA	4.52	215.41	0.24	22.50
SAP	111.23	598.53	5.38	16.50
Fundos da União Europeia				
BANIFEA	18.55	362.86	0.95	9.58
BBVABE	10.81	99.01	0.51	9.50
BPIEGC	47.16	290.97	2.39	17.50
BPIEV	117.36	252.10	5.71	18.50
CAE	92.51	279.83	4.21	16.08
ESAE	28.78	351.25	1.48	15.75
FC	11.28	553.16	0.54	12.67
MEC	164.57	78.81	7.91	19.75
MA	20.67	-16.54	1.07	15.83
MAE	8.22	-27.06	0.42	9.50
POPA	6.47	-13.75	0.30	10.17
RE	10.15	427.39	0.50	10.83
SAE	52.63	421.44	2.53	10.58
Fundos Internacionais				
BPIR	106.14	109.37	5.07	9.00
BPNAG	5.84	247.72	0.29	8.25
CAJ	33.43	76.53	1.63	10.25
CAO	32.52	43.96	1.54	15.75
ESAG	24.04	267.05	1.17	10.42
ESME	26.34	47.81	1.26	15.92
FAI	10.53	309.22	0.50	11.00
MAJ	10.63	138.03	0.55	8.92
MME	23.50	170.41	1.21	19.92

4.4. Retorno dos Fundos de Investimento

As cotações das unidades de participação dos fundos foram obtidas a partir do Sistema Informático Dathis, da Euronext Lisboa, e complementadas com informações veiculadas no Sistema de Difusão de Informação da CMVM. Sendo que todos os fundos que fazem parte da amostra são fundos de capitalização, os dividendos recebidos pelas sociedades gestoras dos fundos são incorporados no valor das unidades de participação. Assim, o retorno mensal dos fundos é obtido através da seguinte expressão:

$$R_{p,t} = \ln\left(\frac{UP_{p,t}}{UP_{p,t-1}}\right) \quad (4.1)$$

onde: $R_{p,t}$ é o retorno mensal do fundo p no período t ; $UP_{p,t}$ é o valor da unidade de participação do fundo p no período t ; e $UP_{p,t-1}$ é o valor da unidade de participação do fundo p no período $t-1$. É de realçar ainda que o valor das unidades de participação é líquido de impostos e de comissões de gestão e de depósito, mas não de comissões de subscrição e de resgate.

O anexo 4.1 contém as estatísticas descritivas dos retornos auferidos pelos fundos ao longo do período em análise.

4.5. Retorno do Mercado e Taxa Isenta de Risco

Visto a amostra estar subdividida em três categorias de fundos, consoante o mercado alvo de investimento, para o cálculo do retorno da carteira do mercado opta-se pela utilização de três índices bolsistas ajustados a dividendos. Com essa decisão, pretende-se que cada um dos índices escolhidos seja o mais representativo possível da carteira do mercado onde cada uma das três categorias de fundos actua, garantindo uma maior qualidade das estimativas obtidas. Neste contexto, para o caso dos fundos nacionais (FAN) socorre-se do índice PSI-20 TR³⁴; no caso dos fundos da União Europeia (FUE)

³⁴ O PSI-20 TR é um índice de desempenho baseado na metodologia do índice PSI-20 e que apresenta uma única diferença: ajusta o pagamento de dividendos brutos nos constituintes do índice, como se de um reinvestimento se tratasse. Foi precisamente criado com a finalidade de constituir uma referência adequada para os gestores de carteiras na avaliação do respectivo desempenho. Este índice é obtido junto

do índice *MSCI Europe TR*³⁵; e, por último, para os Fundos Internacionais (FI) do índice *The World Index TR*³⁶.

O retorno do mercado é obtido pela seguinte expressão:

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

onde: $R_{m,t}$ representa o retorno mensal da carteira do mercado no período t ; $I_{m,t}$ o valor do índice de mercado no período t ; $I_{m,t-1}$ o valor do índice de mercado no período $t-1$.

Para o cômputo das estimativas da taxa de retorno isenta de risco baseia-se nas séries de retornos anuais da *Euro Interbank Offered Rate* (Euribor) a um mês, disponibilizadas pelo Banco de Portugal. No entanto, sendo a Euribor uma taxa de juro anual, torna-se necessário obter as respectivas taxas equivalentes mensais. Para isso, utiliza-se a relação de proporcionalidade:

$$R_{f,t} = \left(\frac{1}{12}\right) \times EUR_{1,t} \quad (4.3)$$

onde, $R_{f,t}$ é a taxa de retorno isenta de risco e $EUR_{1,t}$ é a cotação da Euribor a um mês, ambas referentes ao período t .

No anexo 4.2, apresenta-se uma compilação das principais estatísticas descritivas relativas aos três índices utilizados e à taxa isenta de risco.

da Euronext Lisboa e reflecte a evolução das cotações das vinte maiores e mais líquidas empresas cotadas no mercado bolsista português. (Fonte: Euronext Lisboa, Agosto de 2010).

³⁵ O índice *MSCI Europe TR* é obtido através da *Morgan Stanley Capital International* (MSCI) e foi criado com a finalidade de medir o desempenho do mercado accionista das principais economias europeias; em Junho de 2007 englobava os índices dos seguintes países: Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido. (Fonte: www.msctibarra.com, Agosto de 2010).

³⁶ O índice *The World Index*, também ele obtido através da *Morgan Stanley Capital International*, englobava, em Maio de 2010, os índices dos países referenciados no *MSCI Europe* e ainda os índices dos outros seguintes países: Austrália, Canada, Hong Kong, Israel, Japão, Nova Zelândia, Singapura e Estados Unidos da América. (Fonte: www.msctibarra.com, Agosto de 2010).

4.6. Variáveis Representativas da Informação Condicional

No estudo utilizam-se três variáveis representativas da informação condicional: o *dividend yield* (DY), uma medida do declive da estrutura temporal das taxas de juro (TERM) e uma *proxy* das taxas de juro de curto prazo (EUR); todas elas desfasadas um mês.

A escolha dessas variáveis tem por base a importância e a utilidade que elas têm na previsão dos retornos dos activos financeiros, principalmente das acções e obrigações, como nos sugerem, por exemplo, Fama e French (1989), Ilmanen (1995), Pesaran e Timmermann (1995), bem como a sua crescente utilização nos estudos empíricos, onde são de destacar os estudos de Ferson e Schadt (1996), Christopherson *et al.* (1998), Cortez e Silva (2002), Elton *et al.* (2009) e Leite e Cortez (2009).

Embora o correcto fosse utilizar variáveis relativas a cada um dos mercados onde os fundos estudados actuam, por uma razão óbvia optou-se pela utilização de variáveis europeias. Actualmente Portugal está enquadrado numa União Económica e Monetária. A adopção do Euro como moeda de referência para todas as transacções realizadas na UEM desempenhou um papel importantíssimo na convergência da inflação e das taxas de juro e, em conjunto com a Directiva dos Prospectos, tem contribuído para uma maior integração dos diversos mercados accionistas no espaço comunitário. Neste contexto, os retornos dos títulos são cada vez mais ditados pelo risco do mercado europeu como um todo e menos pelo risco do mercado local.

O *dividend yield* mensal resulta do quociente entre o total dos dividendos distribuídos pelas constituintes do índice MSCI *Europe* nos 12 meses imediatamente anteriores pela cotação actual do respectivo índice. Para o efeito, utiliza-se os dados disponibilizados pela *Morgan Stanley Capital International*.

A medida do declive da estrutura temporal das taxas de juro deriva-se do diferencial entre a *yield* anualizada de uma obrigação do tesouro alemão com uma maturidade remanescente de 10 anos e a taxa de retorno anual da Euribor a 3 meses. Os dados são disponibilizados pelo Banco Central Europeu e pelo Banco de Portugal.

Como *proxy* da taxa de juro de curto prazo utiliza-se, igualmente, a taxa de retorno anual da Euribor a 3 meses.

O anexo 4.3 contém um resumo das principais estatísticas dessas três variáveis.

4.7. Conclusões

Neste capítulo, descreveu-se a amostra de fundos de investimento mobiliário em acções, nas três categorias estudadas, e as restantes variáveis que servem de *inputs* ao estudo empírico presente no próximo capítulo. Para compreender o funcionamento do sector dos fundos de investimento em Portugal, antes fizemos um breve apanhado da sua mais recente evolução, com destaque para os aspectos ligados ao enquadramento jurídico e de natureza económica e financeira (por exemplo: a evolução do valor líquido sob gestão e do n.º de FIM e de SGFIM, repartição das quotas de mercados pelas principais sociedades gestoras e do montante de aplicações por categoria de fundo). Na abordagem que se fez, foi visível um notório crescimento desses organismos de investimento colectivo no panorama económico e financeiro português, resultante do elevado interesse que eles representam na gestão das poupanças dos investidores, principalmente pelas diversas vantagens que eles possuem face às modalidades tradicionais de aplicação das poupanças. Por outro lado, foi visível uma proliferação de diversos tipos de fundos de investimento mobiliário, com políticas de investimento mais adequados às circunstâncias dos mercados e principalmente às necessidades dos investidores. Este facto em si representa um posicionamento estratégico das Sociedades Gestoras dos Fundos de Investimento com vista a captar as poupanças de diversos tipos de investidores, principalmente as poupanças dos investidores que possuem uma maior aversão ao risco e que, como tal, estão mais virados para as modalidades tradicionais de aplicação das poupanças, onde o nível de risco é menor. Todavia, a mais recente crise financeira teve um enorme impacto negativo nessa indústria, invertendo a excelente tendência de evolução que se vinha verificando até a data. Neste contexto, o futuro da indústria depende muito da evolução dos mercados financeiros nos próximos tempos e, claro está, do posicionamento estratégico das entidades gestoras.

CAPÍTULO V

EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O CASO PORTUGUÊS: DESEMPENHO, TIMING E SELECTIVIDADE

5.1. Introdução

Neste capítulo são apresentados e discutidos os resultados alcançados no processo de avaliação do desempenho de uma amostra de fundos de investimento mobiliário presentes no mercado português entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009. Assim, numa primeira fase será feita uma análise dos resultados em termos de desempenho global através da medida de Jensen (1968). Posteriormente, de forma a desagregar o desempenho dos gestores consoante as suas capacidades para seleccionar no mercado títulos sobre e subavaliados (selectividade) e antecipar os movimentos futuros do mercado global (*timing*), analisamos os resultados obtidos da aplicação dos testes paramétricos da metodologia de Henriksson e Merton (1981). Numa segunda fase, será testada a robustez dos resultados de selectividade e *timing* evidenciados no modelo anterior, sendo, para isso, aplicados os modelos Treynor e Mazuy (1966) e Fama e French (1993) adicionado de um termo para medir as capacidades de *timing*, tanto num contexto não condicional como condicional.

5.2 Resultados dos Modelos não Condicionais

5.2.1. Análise do Desempenho Global

A tabela 5.1 apresenta as estimativas do desempenho global, obtidas a partir da medida de Jensen (1968), para cada uma das três categorias de fundos analisados, utilizando o PSI 20 TR (Fundos Nacionais), *Europe TR* (Fundos da União Europeia) e *The World Index TR* (Fundos Internacionais) como *proxies* da carteira de mercado. Sendo que as estimativas são obtidas correndo uma regressão das séries temporais do excesso de retorno de cada um dos fundos face ao excesso de retorno obtida na carteira

representativa do mercado, estas só serão válidas sob determinadas hipóteses subjacentes à regressão dos mínimos quadrados (OLS). Perante a violação de tais hipóteses (existência de autocorrelação entre as séries dos resíduos e/ou heteroscedasticidade) as estimativas obtidas pelo método OLS deixam de ser as de variância mínima e a consequente inferência estatística deixa de ser válida. Para precaver deste problema todos os desvios-padrão e estatísticas t foram ajustados utilizando o procedimento de Newey e West (1987) para corrigir heteroscedasticidade e potencial autocorrelação nos resíduos das estimativas.

Tabela 5.1. Estimativas do Desempenho Global

	Desempenho Global		Risco Sistemático		Modelo				
	α	t-estat.	β	t-estat.	R_{Aj}^2	F-estat.			
FAN	Fundos Nacionais								
BAP	0.053	0.292	0.955	18.728	***	0.910	962.723	***	
BPAP	-0.031	-0.195	1.032	23.734	***	0.941	1513.046	***	
BPIP	0.154	0.879	0.933	18.199	***	0.906	920.752	***	
CAP	-0.161	-0.813	0.966	25.845	***	0.905	910.477	***	
ESPA	0.162	1.084	0.946	22.578	***	0.933	1316.122	***	
MAP	0.203	1.185	0.943	25.143	***	0.918	1063.528	***	
PA	-0.060	-0.240	0.802	18.849	***	0.789	355.662	***	
SAP	0.241	1.363	1.001	20.115	***	0.919	1077.489	***	
Média (D.Padrão)	0.070	(0.143)	0.947	(0.067)		0.903	(0.048)		
	Fundos da União Europeia								
BANIFEA	-0.460	-3.031	***	1.151	32.591	***	0.921	1105.092	***
BBVABE	-0.261	-1.788	*	1.122	23.146	***	0.912	987.239	***
BPIEGC	-0.083	-0.691		0.940	27.023	***	0.924	1143.546	***
BPIEV	-0.240	-1.650		0.949	20.442	***	0.921	1110.053	***
CAE	-0.406	-4.028	***	1.019	44.937	***	0.951	1844.288	***
ESAE	-0.255	-2.045	**	0.894	24.894	***	0.909	953.408	***
FC	0.177	0.669		0.883	11.528	***	0.732	260.307	***
MEC	-0.415	-2.586	**	1.070	21.557	***	0.909	948.541	***
MA	0.078	0.485		0.968	25.043	***	0.896	820.157	***
MAE	-0.143	-1.257		1.050	37.148	***	0.952	1896.926	***
POPA	-0.323	-2.297	**	1.111	21.176	***	0.923	1139.393	***
RE	-0.378	-3.398	***	0.862	34.427	***	0.954	1983.372	***
SAE	-0.284	-1.548		1.238	27.489	***	0.899	845.381	***
Média (D.Padrão)	-0.230	(0.192)		1.020	(0.116)		0.908	(0.056)	

	Desempenho Global		Risco Sistemático		Modelo				
	α	t-estat.	β	t-estat.	R_{Aj}^2	F-estat.			
FAI	Fundos Internacionais								
BPIR	0.443	2.065	**	0.592	10.674	***	0.571	127.584	***
BPNAG	0.076	0.281		0.847	8.687	***	0.714	237.935	***
CAJ	-0.402	-0.906		0.763	7.876	***	0.423	70.7414	***
CAO	0.805	2.691	***	0.939	11.446	***	0.690	212.556	***
ESAG	-0.231	-0.827		0.945	8.970	***	0.721	246.904	***
ESME	0.887	2.064	*	1.266	10.431	***	0.690	212.299	***
FAI	-0.081	-0.277		1.214	12.057	***	0.772	323.164	***
MAJ	-0.578	-1.287		0.727	7.707	***	0.406	65.965	***
MME	0.6819	1.666	*	1.260	12.062	***	0.691	213.111	***
Média (D.Padrão)	0.178	(0.545)		0.950	(0.247)		0.631	(0.134)	

Resumo				
Alfas	Total		Significativos (10%)	
	nº	%	nº	%
Positivos	12	40%	4	33%
Negativo	18	60%	7	39%
Total	30	100%	11	37%
Média Global	-0.03%/mês			

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_{pt}$; onde r_{pt} é o retorno em excesso na carteira p e r_{mt} é o prémio de risco de mercado em t . A taxa isenta de risco é a equivalente mensal da Euribor a 1 mês. As estatísticas t são ajustadas utilizando o procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***), (**), (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

A informação contida na tabela determina que dos trinta fundos analisados apenas onze tiveram desempenhos significativos, pelo menos a um nível de significância de 10%. Destes, quatro tiveram desempenhos significativamente positivos e os restantes sete desempenhos significativamente negativos. Entretanto, na sua generalidade, os fundos aqui analisados tiveram em média um desempenho negativo em torno dos 0,34% ao ano.

Por seu turno, a análise por classe de fundos determina que os fundos que investem em acções de empresas nacionais (fundos nacionais) e os fundos que investem em acções de empresas sediadas fora da União Europeia (fundos internacionais) são os únicos que no período em causa conseguiram obter desempenhos positivos,

respectivamente esses fundos tiveram desempenhos na ordem dos 0,84% e 2,13% ao ano. O desempenho negativo dos fundos que investem em empresas sediadas no espaço europeu (fundos da União Europeia) foi de aproximadamente 2,76% ao ano.

Os testes de significância estatística revelam que no caso dos fundos nacionais nenhuma das estimativas médias do desempenho global é estatisticamente significativa nos três níveis de significância considerados³⁷. No fundo este resultado revela uma persistência de desempenhos neutros nesta categoria de fundos, visto as mesmas conclusões já terem sido avançadas por outros autores que também analisaram esta categoria de fundos em outras ocasiões, tais como, Cortez e Silva (2002), Romacho e Cortez (2006) e Leite e Cortez (2009).

Nos fundos da União Europeia, sete das estimativas são significativamente negativas a um nível de significância de 10% e destas, três a 1% e três a 5%. Leite e Cortez (2009) sugerem que o desempenho negativo dos FUE pode ser devido a existência de um *distance effect*, resultante do facto dos gestores que investem em mercados locais enfrentarem menores custos de informação que, por sua vez, implica um desempenho superior destes.

Quanto aos fundos internacionais, das estimativas obtidas para o alfa apenas quatro são estatisticamente significativas, sendo todas positivas, uma a 1% (CAO), duas a 5% (BPIR e ESME) e uma a 10% (MME). Se realmente existisse uma tal *distance effect* no caso dos FUE seria de esperar que o mesmo acontecesse no caso dos FAI. No entanto, as estimativas obtidas posicionam os fundos internacionais como sendo a categoria com o melhor desempenho global médio (0,178% ao mês). Este desempenho positivo dos FAI é claramente determinado pelos fundos que investem essencialmente nos mercados emergentes (CAO, ESME e MME), onde as taxas de crescimento real das economias são relativamente superiores e os efeitos da crise não se fazem sentir ainda na mesma proporção que nos mercados mais desenvolvidos.

Contrariamente a Romacho e Cortez (2006), os resultados obtidos neste estudo ditam, a excepção dos FUE, estimativas médias de α_p positivas nas duas outras categorias de fundos analisados e um maior número de estimativas significativas, sendo

³⁷ Considerando um teste bilateral: $t_{(\alpha=1\%;94gl)} = 2,63$, $t_{(\alpha=5\%;94gl)} = 1,99$ e $t_{(\alpha=10\%;94gl)} = 1,66$.

no caso dos FAI todas positivas³⁸. Porém, no geral a maioria dos fundos analisados apresentou estimativas de α_p inferiores a zero, sendo isso consistente com grande parte dos estudos empíricos realizados, quer em Portugal quer a nível internacional.

As estimativas da medida do risco sistemático são no geral elevadas e, em média, muito próximas de um (0,97), sendo todas significativas para um nível de significância de 1%, o que leva a questionar se os fundos são de facto fundos de gestão activa. Em média, os fundos da União Europeia são relativamente mais agressivos, podendo esta ser uma das causas do seu desempenho negativo no período em análise. É que embora a sua maior agressividade lhes possa garantir maiores ganhos em situações de *bull market*, quando os mercados passam por uma situação de *bear market* generalizada, como é o caso da recente crise financeira na qual as principais bolsas de valores mundiais já sofreram avultadas perdas, essa mesma agressividade poderá ocasionar perdas superiores para as suas carteiras.

Os valores médios elevados do coeficiente de determinação ajustado espelham a elevada qualidade da regressão utilizada na explicação dos retornos dos fundos estudados. Somente no caso dos fundos internacionais é que se obtém um valor médio do \bar{R}^2 inferior a 90%. Provavelmente, isso se deve à escolha do *benchmark*. Com os gestores dos fundos a seleccionarem títulos em diversos mercados, a estratégia adequada passaria também pela selecção de um índice de mercado que tivesse na sua constituição títulos de todos esses diferentes mercados. Ora, na prática não existe um índice com essas características e, embora se tenha utilizado o *World Index* da MSCI, esse agrega apenas os índices dos países industrializados. Neste sentido, sendo que os FAI investem essencialmente nos mercados emergentes, o *World Index* não consegue explicar com exactidão as rendibilidades dos FAI.

Da revisão da literatura, ficou esclarecido que a principal fragilidade das medidas do desempenho global, aqui preconizadas pela medida de Jensen (1968), está no facto delas atribuírem todo o desempenho do gestor à sua capacidade de selecção de títulos no mercado. Neste sentido, uma análise mais alinhada com procedimentos seguidos

³⁸ No entanto, no nosso caso a amostra é composta por um maior número de fundos (30 vs. 21) e utilizamos mais um nível de significância (10%).

pelo gestor implica também analisar a forma como ele se posiciona perante o risco sistemático da carteira, e como é que isso poderá afectar o seu desempenho global. Assim, o próximo tópico é dedicado à análise e interpretação das estimativas do desempenho global, nas suas componentes selectividade e *timing*, obtidas da aplicação da metodologia desenvolvida por Henriksson e Merton (1981).

5.2.2. Análise do Desempenho em Termos de Selectividade e Timing

No contexto proposto por Henriksson e Merton (1981) as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores podem ser analisadas de duas formas:

- (i) *testes não paramétricos (timing)*
- (ii) *testes paramétricos (timing e selectividade).*

No entanto, uma vez que a aplicação dos testes não paramétricos exige o conhecimento das previsões dos gestores, o que na grande maioria das vezes não é possível, optou-se por explorar apenas os testes paramétricos de Henriksson e Merton (1981).

A tabela 5.2 mostra as estimativas de selectividade e de *timing* obtidas da aplicação do modelo de Henriksson e Merton (1981) à amostra de fundos. É, desde logo, de notar que os gestores evidenciam poucas capacidades de selectividade (0,42% ao ano), sendo que em apenas quatro dos fundos (13% da amostra) há alguma evidência de capacidade significativa de selectividade, pelo menos a um nível de significância de 10%. Dos fundos com estimativas de selectividade negativa, três são estatisticamente significativas. Quanto as capacidades de *timing*, as evidências são igualmente ténues e, desta vez, negativas (-0,037). Da amostra, apenas dois fundos apresentam estimativas significativas, sendo ambas negativas.

Tabela 5.2. Estimativas de *Timing* e Selectividade pelo Modelo de H-M (1981)

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{m,t}) + \gamma_p(r_{m,t})D_t + \varepsilon_{p,t}$; onde $r_{p,t}$ é o retorno em excesso na carteira p e $r_{m,t}$ é o prémio de risco de mercado em t . γ_p é a estimativa da medida de *timing* ($D_t=1$ se $R_m > R_f$). A taxa isenta de risco é a equivalente mensal da Euribor a 1 mês. As estatísticas t são ajustadas utilizando o procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***) (**), (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

	Selectividade		Risco Sistemático		Timing		Modelo			
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.		
FAN	Fundos Nacionais									
BAP	-0.092	-0.360	0.931	14.007	***	0.070	0.691	0.910	479.209	***
BPAP	0.022	0.101	1.041	17.015	***	-0.026	-0.286	0.940	749.286	***
BPIP	0.054	0.216	0.916	12.128	***	0.048	0.470	0.906	456.828	***
CAP	-0.243	-0.809	0.952	19.603	***	0.040	0.416	0.905	451.229	***
ESPA	-0.097	-0.417	0.901	15.813	***	0.126	1.170	0.934	669.234	***
MAP	-0.024	-0.085	0.904	15.868	***	0.110	1.160	0.918	535.321	***
PA	-0.211	-0.533	0.776	15.246	***	0.073	0.660	0.787	176.666	***
SAP	0.157	0.583	0.987	14.316	***	0.041	0.375	0.918	534.141	***
Média (D.Pad.)	-0.054	(0.134)	0.926	(0.077)		0.060	(0.047)	0.902	(0.048)	

	Selectividade		Risco Sistemático		Timing		Modelo					
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FUE	Fundos da União Europeia											
BANIFEA	-0.343	-1.369	1.174	18.565	***	-0.062	-0.534	0.920	548.543	***		
BBVABE	-0.142	-0.610	1.146	15.866	***	-0.063	-0.599	0.912	490.023	***		
BPIEGC	-0.020	-0.113	0.952	16.622	***	-0.033	-0.347	0.923	566.568	***		
BPIEV	-0.084	-0.445	0.980	13.841	***	-0.082	-0.930	0.921	554.103	***		
CAE	-0.361	-1.950	*	1.028	23.229	***	-0.024	-0.331	0.951	913.305	***	
ESAE	-0.080	-0.372	0.928	16.325	***	-0.093	-0.773	0.909	476.953	***		
FC	0.623	1.268	0.971	8.565	***	-0.236	-1.008	0.734	132.062	***		
MEC	-0.315	-0.882	1.090	10.832	***	-0.053	-0.332	0.908	470.415	***		
MA	0.427	1.805	*	1.037	17.933	***	-0.184	-1.697	*	0.898	419.498	***
MAE	-0.161	-1.058	1.046	29.799	***	0.010	0.167	0.952	938.537	***		
POPA	-0.168	-0.735	1.141	16.441	***	-0.082	-0.777	0.923	567.407	***		
RE	-0.398	-2.807	***	0.858	20.394	***	0.011	0.156	0.954	981.455	***	
SAE	-0.104	-0.348	1.273	18.155	***	-0.095	-0.875	0.898	420.507	***		
Média (D.Pad.)	-0.087	(0.300)	1.048	(0.115)		-0.076	(0.070)	0.908	(0.056)			

	Selectividade		Risco Sistemático		Timing		Modelo					
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FAI	Fundos Internacionais											
BPIR	0.948	3.624	***	0.702	8.458	***	-0.305	-2.165	**	0.581	66.880	***
BPNAG	0.129	0.385		0.858	5.528	***	-0.032	-0.121		0.711	117.757	***
CAJ	-0.917	-1.768	*	0.652	7.230	***	0.311	1.287		0.424	35.945	***
CAO	1.155	2.726	***	1.015	7.500	***	-0.211	-0.973		0.690	106.768	***
ESAG	0.066	0.175		1.009	5.523	***	-0.179	-0.674		0.721	123.627	***
ESME	1.219	2.175	**	1.337	6.023	***	-0.200	-0.578		0.688	105.816	***
FAI	0.055	0.130		1.244	7.420	***	-0.082	-0.301		0.770	160.161	***
MAJ	-0.811	-1.434		0.677	6.373	***	0.141	0.552		0.401	32.824	***
MME	0.761	1.370		1.277	6.891	***	-0.048	-0.167		0.687	105.468	***
Média (D.Pad.)	0.289	0.796		0.974	0.269		-0.067	0.192		0.630	0.133	

Resumo	Alfas (selectividade)				Gammas (<i>timing</i>)			
	Total		Significativos (10%)		Total		Significativos (10%)	
	nº	%	nº	%	nº	%	nº	%
Positivos	12	40%	4	33%	11	37%	0	0%
Negativo	18	60%	3	17%	19	63%	2	11%
Total	30	100%	7	23%	30	100%	2	7%
Média global	0.035%/mês				-0.037			

Por classe de fundo, os gestores dos fundos nacionais alcançam, em média, desempenhos negativos na componente selectividade, aproximadamente -0,05% ao mês (-0,65% ao ano). Nesta classe, apenas três dos fundos estudados evidenciam desempenhos positivos, no entanto nenhuma das estimativas é estatisticamente significativa. Tal como em Romacho e Cortez (2006), os nossos resultados posicionam o fundo SAP como o que melhores desempenhos tem nesta classe em termos de selecção de títulos no mercado.

Na categoria dos fundos da União Europeia o desempenho foi igualmente negativo, num montante de 0,09% ao mês (1,04% ao ano). Também aqui é de realçar uma predominância de fundos com desempenho negativo, embora apenas duas das estimativas sejam significativas para níveis de significância de 10%, e destas, uma a 1%³⁹. Em apenas dois fundos os gestores exibem capacidades positivas para seleccionar títulos, porém apenas uma das estimativas encontradas possui significância estatística, e simplesmente a um nível de 10%.

Já nos fundos internacionais o cenário distancia dos anteriores sendo que, em média, os gestores destes fundos exibem capacidades positivas de selecção de títulos na ordem dos 0,29% ao mês (3,48% ao ano). Em termos individuais, três fundos apresentam desempenhos significativamente positivos a 5% de significância, e destes, dois a 1%; e um fundo desempenho significativamente negativo ao nível de 10%.

Relativo às capacidades de *timing*, os gestores que actuam no plano nacional evidenciam, em média, alguma capacidade positiva para prever os movimentos futuros do mercado (0,06). Todavia, nenhuma das estimativas obtidas é significativamente

³⁹ Assumindo um teste bilateral temos que, $t(\alpha=1\%;93gl) = 2,63$, $t(\alpha=5\%;93gl) = 1,99$ e $t(\alpha=10\%;93gl) = 1,66$.

positivo para os diferentes níveis de significância testados. Contrariamente, nas categorias fundos da União Europeia e fundos internacionais os gestores evidenciam, em média, capacidades de *timing* negativo, sendo que dois fundos, uma em cada categoria, apresentam valores significativamente negativos. O fundo MA, na categoria FUE, a um nível de significância de 10% e o fundo BPIR, na categoria FAI, a um nível de significância de 5%. Em termos individuais, os gestores dos fundos CAJ e MAJ são os que apresentam melhores capacidades para prever os movimentos futuros do mercado. Curiosamente, estes dois fundos são muito semelhantes, visto ambos terem em comum o Japão como mercado preferencial para a realização dos investimentos. Do lado oposto, destacam-se os fundos BPIR e FC.

No sentido de que diversos estudos empíricos sugerem a existência de uma acentuada correlação negativa entre as componentes *timing* e selectividade, procurou-se, igualmente, analisar este aspecto no estudo aqui desenvolvido. Em termos gerais, os resultados obtidos apontam para uma clara correlação negativa entre as duas componentes (-0,75). No plano individual, os fundos nacionais são os que evidenciam a mais baixa correlação negativa entre as componentes do desempenho global (-0,27) e os fundos da União Europeia a maior correlação negativa (-0,89). No caso dos fundos internacionais, o valor é igualmente acentuado (-0,86), sendo que, dentro desta categoria, para valores positivos de selectividade tem-se valores negativos de *timing* e vice-versa. Isto poderá sugerir que os gestores desses fundos estão mais preocupados em concentrar os seus esforços na exploração duma das componentes do desempenho do que nas duas simultaneamente, ou seja, isto sugere a possibilidade de existência de indícios de especialização nesta categoria de fundos.

Ainda relativo à tabela 5.2, observa-se que, em média, o coeficiente de determinação ajustado é elevado, ficando abaixo dos 90% apenas no caso dos fundos internacionais. Esta informação, conjuntamente com o facto de os coeficientes serem globalmente significativo a um nível de significância de 1%⁴⁰, assinala que a regressão utilizada se adequa com uma elevada precisão na explicação dos retornos dos fundos analisados.

⁴⁰ Socorrendo-nos da tabela da distribuição F de Snedecor obtém-se: $F_{(\alpha=1\%;2;93gl)} = 2,36$.

Tal como já tinha sido evidenciado anteriormente, os fundos apresentam, no geral, estimativas elevadas para a medida de risco sistemático, sendo no caso dos fundos da União Europeia, em média, superiores a 1, sugerindo que esses fundos são relativamente agressivos. É de salientar no entanto que, em média, verifica-se uma ligeira redução do beta dos fundos quando se passa da medida de Jensen (1968) para a medida de Henriksson e Merton (1981). No caso dos alfas, passa-se o contrário, sendo, em média, as estimativas obtidas pela medida de Jensen inferiores as obtidas pela medida de Henriksson e Merton, (-0,03% ao mês vs 0,035% ao mês). Estes resultados são consistentes com as demais evidências sugeridas por Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Armada (1992) e Romacho e Cortez (2006).

5.3. Teste de Robustez dos Modelos não Condicionais

As estimativas obtidas pela aplicação do modelo de Henriksson e Merton (1981) conduzem-nos a uma clara conclusão: *em termos gerais, os gestores dos fundos não apresentam capacidades significativas no desenvolvimento de actividades de timing e selectividade, sendo aparente a existência de uma correlação negativa entre essas duas componentes do desempenho global*. Contudo, uma questão pertinente é saber se os resultados evidenciados são robustos relativamente à medida de *timing* seleccionada. Assim, como verificação da robustez dos resultados anteriormente expostos explora-se adicionalmente o modelo proposto por Treynor e Mazuy (1966).

A tabela 5.3 reproduz os resultados das estimativas de selectividade e de *timing* e restantes coeficientes obtidos para a regressão do modelo de Treynor e Mazuy (1966).

No geral, os resultados obtidos para o modelo de Treynor e Mazuy (1966) são bastantes similares aos obtidos através do modelo de Henriksson e Merton (1981). Nas três categorias de fundos analisados, apenas os fundos da União Europeia e os fundos internacionais evidenciam alguns alfas estatisticamente diferentes de zero. Contudo, é de salientar que a passagem do modelo de Henriksson e Merton (1981) para o modelo de Treynor e Mazuy (1966) causa uma ligeira redução nas estimativas médias de selectividade por categoria de fundo. Ainda relativo à selectividade, uma outra pequena

diferença entre os dois modelos está no número de estimativas significativas, sete com o modelo de Henriksson e Merton (1981) e oito no modelo de Treynor e Mazuy (1966)⁴¹.

O risco sistemático ($\hat{\beta}_p$) sofre um ligeiro aumento em praticamente todos os fundos pertencentes à categoria fundos nacionais e uma ligeira redução nos fundos europeus e internacionais.

O valor médio do coeficiente de determinação mantém-se praticamente inalterado em todas as três categorias de fundos, sugerindo que tanto uma como outra regressão explica com elevada precisão os retornos dos fundos.

Tal como no modelo anterior, as estimativas de *timing* produzidas pelo modelo de Treynor e Mazuy (1966) são, em média, negativas (-0,003), só que ligeiramente superiores, o que denota uma ínfima melhoria nos resultados. Ao analisarmos cada uma das categorias de fundo, percebe-se que no caso dos fundos nacionais ocorreu uma redução no valor da estimativa média de *timing* ao passo que nas restantes duas categorias de fundo verificou-se uma breve melhoria, que é mais significativa nos fundos da União Europeia, sendo que agora essas duas categorias de fundos apresentam um valor médio idêntico para a estimativa de *timing* (-0,005). Um outro aspecto interessante de salientar é que, segundo este novo modelo, o fundo Raiz Europa (RE) apresenta uma posição neutral em termos de actividade de *timing*, todavia os seus gestores falham em matéria de selecção de títulos (selectividade). De igual modo, tal como já se tinha demonstrado para o modelo de Henriksson e Merton (1981), apenas se obtém evidência de algumas estimativas significativas (todas negativas) nas categorias fundos da União Europeia e fundos internacionais, sendo que o modelo de Treynor e Mazuy (1966) sugere a existência de mais uma estimativa significativamente negativa a 5% (POPA).

Ainda dentro do contexto do modelo de Treynor e Mazuy (1966), teve-se a curiosidade de verificar o comportamento da correlação entre as duas componentes do desempenho, tal como já tinha sido feito para o modelo de Henriksson e Merton (1981).

⁴¹ Com o modelo de Henriksson e Merton tem-se que três estimativas são significativas a 1%, uma a 5% e três a 10%, enquanto com Treynor e Mazuy quatro são significativas a 1%, uma a 5% e três a 10%. Assim, a única diferença entre os dois está em mais uma estimativa significativa a 1%.

No total da amostra, os resultados evidenciam igualmente a existência de uma acentuada correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho global, no entanto este valor é bem menor que o evidenciado no modelo anterior (-0,61 vs. -0,75). Se se realizar a mesma análise tendo em conta cada uma das categorias de fundos, podemos averiguar que, embora o valor seja inferior face ao modelo anterior, os FUE continuam evidenciando a mais elevada correlação negativa entre o *timing* e a selectividade (-0,86). O valor é igualmente acentuado no caso dos FAI (-0,71) mas contrariamente ao caso do modelo de Henriksson e Merton (1981) onde se tinha para valores positivos de selectividade valores negativos de *timing* e vice-versa, neste modelo temos o caso de um fundo, o fundo ESAG, onde não se verifica esta particularidade. A maior surpresa surge quando a análise se incide sobre os FAN. É que nesta categoria de fundos já não se observa um valor negativo (-0,27) para a correlação entre as componentes do desempenho global, sendo o valor agora positivo (0,23). Este facto pode ser explicado pela existência de um maior número de estimativas positivas de selectividade com o modelo de Treynor e Mazuy (1966) para esta categoria de fundos.

Em resumo, os padrões evidenciados anteriormente mantêm-se qualitativamente inalteráveis, isto é, em termos gerais, os gestores parecem não demonstrar capacidades significativas quer de selectividade quer de *timing*, independentemente do modelo utilizado ser o de Henriksson e Merton (1981) ou o de Treynor e Mazuy (1966).

Tabela 5.3. Estimativas de *Timing* e Selectividade pelo modelo de T-M (1966)

	Selectividade		Risco Sistemático		<i>Timing</i>		Modelo			
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.		
FAN	Fundos Nacionais									
BAP	0.015	0.073	0.964	17.067	***	0.001	0.365	0.909	477.129	***
BPAP	-0.014	-0.076	1.028	22.436	***	-0.001	-0.186	0.940	748.825	***
BPIP	0.083	0.362	0.949	17.565	***	0.002	0.623	0.906	458.465	***
CAP	-0.208	-0.821	0.976	19.407	***	0.001	0.462	0.905	451.569	***
ESPA	0.003	0.015	0.982	20.809	***	0.005	1.494	0.935	681.213	***
MAP	0.067	0.282	0.974	21.954	***	0.004	1.331	0.919	540.464	***
PA	-0.146	-0.430	0.821	12.409	***	0.003	0.629	0.787	176.956	***
SAP	0.156	0.697	1.020	17.948	***	0.003	0.758	0.919	537.948	***
Média (D.Padrão)	-0.006	(0.120)	0.964	(0.064)		0.002	(0.002)	0.903	(0.048)	

	Selectividade		Risco Sistemático		Timing		Modelo					
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FUE	Fundos da União Europeia											
BANIFEA	-0.348	-1.823	*	1.134	34.977	***	-0.004	-0.878	0.921	553.361	***	
BBVABE	-0.116	-0.603		1.100	23.820	***	-0.006	-1.481	0.913	497.989	***	
BPIEGC	-0.004	-0.026		0.927	27.280	***	-0.003	-0.852	0.923	571.139	***	
BPIEV	-0.162	-1.066		0.937	22.958	***	-0.003	-1.009	0.921	554.003	***	
CAE	-0.361	-2.640	***	1.012	56.351	***	-0.002	-0.578	0.951	916.123	***	
ESAE	-0.185	-1.433		0.883	24.085	***	-0.003	-0.648	0.909	474.933	***	
FC	0.543	1.528		0.827	9.785	***	-0.014	-1.434	0.742	137.586	***	
MEC	-0.309	-1.343		1.054	32.875	***	-0.004	-0.640	0.909	474.446	***	
MA	0.349	1.769	*	0.926	22.738	***	-0.011	-2.199	**	0.902	439.103	***
MAE	-0.103	-0.732		1.044	35.045	***	-0.002	-0.705	0.952	941.201	***	
POPA	-0.138	-0.733		1.082	22.522	***	-0.007	-1.861	**	0.925	585.001	***
RE	-0.375	-3.107	***	0.861	34.588	***	0.000	-0.041	0.954	981.160	***	
SAE	-0.116	-0.440		1.212	23.911	***	-0.007	-1.315	0.900	426.037	***	
Média (D.Padrão)	-0.102	(0.272)		1.000	(0.116)		-0.005	(0.004)	0.909	(0.054)		

	Selectividade		Risco Sistemático		Timing		Modelo					
	α	t-est.	β	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FAI	Fundos Internacionais											
BPIR	0.777	3.335	***	0.528	9.833	***	-0.017	-2.341	**	0.586	68.293	***
BPNAG	0.113	0.515		0.840	8.714	***	-0.002	-0.133	0.711	117.786	***	
CAJ	-0.637	-1.359		0.809	6.985	***	0.012	1.275	0.422	35.605	***	
CAO	0.966	2.965	***	0.908	11.968	***	-0.008	-0.856	0.689	106.213	***	
ESAG	-0.027	-0.105		0.905	11.879	***	-0.010	-0.738	0.722	124.321	***	
ESME	1.051	2.486	**	1.234	13.434	***	-0.008	-0.495	0.688	105.622	***	
FAI	0.185	0.547		1.163	12.769	***	-0.014	-0.880	0.774	163.487	***	
MAJ	-0.691	-1.434		0.749	6.782	***	0.006	0.595	0.401	32.773	***	
MME	0.779	1.727	*	1.241	14.850	***	-0.005	-0.353	0.688	105.636	***	
Média (D.Padrão)	0.280	(0.659)		0.931	(0.240)		-0.005	(0.009)	0.631	(0.134)		

Resumo	Alfas (selectividade)				Gamas (<i>timing</i>)			
	Total		Significativos (10%)		Total		Significativos (10%)	
	nº	%	nº	%	nº	%	nº	%
Positivos	13	43%	5	38%	9	30%	0	0%
Negativo	17	57%	3	18%	21	70%	3	14%
Total	30	100%	8	27%	30	100%	3	10%
Média global	(0.038%/mês)				(-0.003)			

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{p,t} = \alpha_p + \beta_p(r_{m,t}) + \gamma_p(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$; onde $r_{p,t}$ é o retorno em excesso na carteira p e $r_{m,t}$ é o prémio de risco de mercado em t . γ_p é a estimativa da medida de *timing*. A taxa isenta de risco é a equivalente

mensal da Euribor a 1 mês. As estatísticas t são ajustadas via o procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***) (**), (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Grinblatt e Titman (1994) sugerem que os testes de desempenho são extremamente sensíveis à escolha da carteira *benchmark*. Neste sentido, baseando no estudo desenvolvido por Fama e French (1993), examinamos testes multifactoriais análogos à equação do modelo de Treynor e Mazuy (1966). Os factores adicionais (*SMB* e *HML*) são propostos para capturar as principais anomalias do modelo CAPM e estão especificados de forma a não se premiar os gestores pela simples exploração dessas anomalias ou exposição a risco sistemático. Embora seja possível estimar as capacidades de *timing* dos gestores relativamente aos factores adicionais, concentramos os nossos esforços apenas na análise do *timing* relativo ao factor mercado. Os resultados da análise estão presentes na tabela 5.4.

Desde logo, é possível verificar que, em todas as três categorias de fundos analisados, o coeficiente de determinação é ligeiramente mais elevado do que com os modelos anteriores, sendo a melhoria bem mais visível na classe fundos internacionais, precisamente aquela onde o valor do coeficiente tende a ser relativamente inferior. A melhoria evidenciada já era de esperar, uma vez que se adicionou ao modelo mais duas variáveis explicativas dos retornos.

Dessas duas variáveis adicionais, a *SMB* é a que tende a apresentar melhor significância estatística, sendo significativa, pelo menos a 10%, em dezanove dos fundos estudados⁴². Vendo para a estimativa média da variável *SMB* em cada uma das categorias de fundos estudadas conclui-se que, enquanto os FAN e os FAI estão mais expostos a acções de pequenas empresas, os FUE têm a sua estratégia de investimento mais virada para acções de grandes empresas. Uma vez que a estimativa média global da variável *SMB* é positiva, podemos concluir, igualmente, que a maioria dos fundos analisados investe preferencialmente em acções de pequenas empresas.

Contrariamente, a variável *HML* é apenas significativa em três dos fundos (todos pertencentes a categoria fundos internacionais) a um nível de significância de 5%

⁴² Desses, dezassete são significativos a um nível de significância de 5% e destes, onze são significativos a 1%.

(desses, um é significativo a 1%). A estimativa média desta variável é apenas negativa no caso dos FAI, o que é um sinal inequívoco de que os FAI elegem principalmente acções de empresas de crescimento para realizarem os seus investimentos, enquanto os FAN e os FUE estão mais orientados para acções emitidas por empresas de valor. No geral, a estimativa média desta variável é ligeiramente negativa, sugerindo que os fundos analisados estão mais orientados, na sua maioria, para investirem em acções de empresas de crescimento.

Em resumo, podemos adiantar que os fundos de investimento mobiliário portugueses detêm, na sua generalidade, em carteira acções emitidas por empresas de pequena dimensão e com baixo *book-to-market-equity*.

Contrariamente aos modelos anteriores, o modelo multifactorial atesta que, em média, todos os fundos tiveram um desempenho negativo na componente selectividade (-0,12% ao ano), ainda que este valor não seja estatisticamente diferente de zero. Da amostra global, apenas doze fundos (40%) demonstraram alguma capacidade positiva de selecção de títulos (selectividade), sendo, no entanto, apenas três (1%) a um nível significativo. Dos fundos com desempenho negativo (60%), sete (23,3%) são significativos pelo menos a um nível de significância de 10%.

As evidências apontam para capacidades negativas de selecção de títulos nos fundos nacionais (-0,828% ao ano) e fundos da União Europeia (-1,31% ao ano), e positivas nos fundos internacionais (1,831% ao ano). Estes resultados são qualitativamente idênticos aos já reportados nos outros modelos.

Tabela 5.4. Estimativas de *Timing* e Selectividade no Contexto Multifactorial

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{pt} = \alpha_p + b_p(r_{mt}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + [r_{mt}]^2 + \varepsilon_{pt}$, onde $r_{p,t}$ é o retorno em excesso na carteira p e r_{mt} é o prémio de risco de mercado em t. γ_p é a estimativa da medida de *timing*. A taxa isenta de risco é a equivalente mensal da Euribor a 1 mês. As estatísticas t são ajustadas empregando o procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***), (**) e (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% ,respectivamente

	Selectividade		Mercado		SMB		HML		Timing		Modelo					
	α	t-est.	b	t-est.	s_p	t-est.	h_p	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FAN	Fundos Nacionais															
BAP	-0.014	-0.072	0.951	16.876	***	0.034	1.017	0.017	0.453	0.001	0.154	0.909	236.756	***		
BPAP	-0.061	-0.338	1.011	23.761	***	0.048	1.415	0.012	0.459	-0.001	-0.454	0.941	379.210	***		
BPIP	0.012	0.060	0.915	18.490	***	0.085	2.015	**	0.045	1.197	0.001	0.158	0.912	245.873	***	
CAP	-0.293	-1.207	0.947	18.693	***	0.084	2.142	**	0.015	0.407	0.000	0.028	0.909	238.477	***	
ESPA	-0.058	-0.347	0.958	20.486	***	0.064	1.820	*	0.021	0.639	0.004	1.150	0.937	356.682	***	
MAP	-0.022	-0.103	0.940	22.203	***	0.093	2.375	**	0.028	0.760	0.003	0.973	0.926	297.270	***	
PA	-0.219	-0.613	0.806	11.769	***	0.058	1.518		-0.020	-0.395	0.002	0.507	0.788	89.273	***	
SAP	0.107	0.492	1.000	18.786	***	0.055	1.423		0.022	0.592	0.002	0.464	0.920	272.813	***	
Média (D.Pad.)	-0.069	(0.129)	0.941	(0.063)		0.065	(0.020)		0.018	(0.018)	0.001	(0.002)	0.905	(0.049)		

	Selectividade		Mercado		SMB		HML		Timing		Modelo						
	α	t-est.	b	t-est.	s_p	t-est.	h_p	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.					
FUE	Fundos da União Europeia																
BANIFEA	-0.254	-1.264	1.126	30.833	***	-0.152	-1.417	0.137	0.969	-0.006	-0.951	0.924	287.940	***			
BBVABE	0.064	0.302	1.096	20.566	***	-0.291	-4.409	***	0.188	1.296	-0.009	-1.831	*	0.926	299.049	***	
BPIEGC	0.069	0.471	0.918	22.096	***	-0.117	-2.220	**	0.127	1.246	-0.005	-1.094	0.926	297.389	***		
BPIEV	-0.338	-2.322	**	0.905	25.096	***	0.291	7.024	***	0.053	0.746	-0.002	-0.682	0.942	386.179	***	
CAE	-0.361	-2.348	**	1.004	49.214	***	0.001	0.020	0.056	0.864	-0.002	-0.643	0.950	451.360	***		
ESAE	-0.241	-1.687	*	0.878	25.794	***	0.092	1.406	-0.019	-0.227	-0.002	-0.570	0.909	238.780	***		
FC	0.272	0.921		0.754	10.528	***	0.450	5.452	***	0.247	1.658	-0.014	-2.460	**	0.797	94.226	***
MEC	-0.330	-1.816	*	1.033	32.747	***	0.039	0.288	0.121	0.906	-0.005	-0.900	0.909	237.370	***		
MA	0.304	1.451		0.892	19.419	***	0.079	1.108	0.187	1.644	-0.012	-2.801	***	0.906	230.669	***	
MAE	-0.003	-0.022		1.034	28.756	***	-0.161	-2.754	***	0.153	1.503	-0.004	-1.076	0.957	533.130	***	
POPA	-0.007	-0.033		1.082	20.052	***	-0.213	-2.880	***	0.118	0.944	-0.009	-1.923	*	0.931	323.429	***
RE	-0.381	-3.348	***	0.870	32.749	***	0.009	0.181	-0.064	-1.148	0.001	0.159	0.953	486.294	***		

SAE	0.090	0.296	1.214	27.317	***	-0.335	-3.039	***	0.167	1.040	-0.010	-1.529	0.913	250.848	***
Média (D.Pad.)	-0.086	(0.243)	0.985	(0.128)		-0.024	(0.224)		0.113	(0.087)	-0.006	(0.004)	0.919	(0.040)	

	Selectividade			Mercado			SMB			HML			Timing		Modelo			
	α	t-est.		b	t-est.		s_p	t-est.		h_p	t-est.		γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.		
FAI	Fundos Internacionais																	
BPIR	0.664	3.086	***	0.475	7.830	***	0.416	3.416	***	-0.094	-0.795		-0.020	-3.170	***	0.628	41.034	***
BPNAG	-0.026	-0.118		0.785	11.756	***	0.452	1.998	**	0.283	1.419		-0.008	-0.647		0.751	72.801	***
CAJ	-0.818	-1.919	*	0.726	6.291	***	0.654	2.937	***	-0.069	-0.426		0.007	0.608		0.463	21.497	***
CAO	0.875	2.602	**	0.856	11.392	***	0.390	3.030	***	-0.425	-2.331	**	-0.008	-1.048		0.722	62.552	***
ESAG	-0.049	-0.205		0.887	12.705	***	0.130	0.476		-0.341	-1.405		-0.009	-0.637		0.731	65.554	***
ESME	0.908	2.187	**	1.155	13.390	***	0.602	2.805	***	-0.612	-2.187	**	-0.009	-0.637		0.729	65.002	***
FAI	0.068	0.206		1.103	9.468	***	0.461	1.690	*	-0.015	-1.060		-0.015	-1.060		0.794	92.275	***
MAJ	-0.889	-2.058	**	0.664	6.126	***	0.684	2.506	**	0.124	0.798		-0.001	-0.057		0.452	20.622	***
MME	0.642	1.542		1.161	14.374	***	0.600	3.239	***	-0.742	-2.823	***	-0.005	-0.421		0.740	68.649	***
Média (D.Pad)	0.153	(0.680)		0.868	(0.236)		0.488	(0.172)		-0.210	(0.342)		-0.008	(0.008)		0.668	(0.127)	

Resumo	Alfas (Selectividade)				Gamas (Timing)			
	Total		Significativos (10%)		Total		Significativos (10%)	
	n°	%	n°	%	n°	%	n°	%
Positivos	12	40%	3	25%	9	30%	0	0%
Negativo	18	60%	7	39%	21	70%	5	24%
Total	30	100%	10	33%	30	100%	5	17%
Média global	(-0.01%/mês)				(-0.005)			

Na componente *timing* verificam-se pequenas melhorias nalgumas das estimativas, materializando num ligeiro aumento da estimativa média global de *timing*. Assim, em média, o modelo sugere que os gestores dos fundos possuem capacidades negativas de *timing* na ordem dos 0,005. No entanto, agora em apenas nove dos fundos analisados os gestores apresentam alguma capacidade positiva em antecipar os movimentos futuros do mercado, contudo nenhuma das estimativas é estatisticamente significativa para os diversos níveis de significância testado, sendo este resultado consistente com o modelo de TM e HM. Contrariamente, em vinte e um fundos (70%) os gestores demonstram falhar nas suas previsões quanto aos movimentos futuros do mercado, todavia em apenas cinco dos fundos fazem-na de forma significativa (ligeiro aumento face aos modelos anteriores).

Os gestores dos fundos nacionais são os únicos que, em média, parecem continuar a acertar nas suas previsões quanto a evolução futura do mercado, contudo o valor da estimativa tende-se a atenuar, chegando mesmo a ficar muito próxima de zero (0,001).

A medida que aumenta o grau de internacionalização dos fundos, o valor médio da estimativa de *timing* tende-se a diminuir e a tornar mesmo negativo. Talvez, o factor proximidade possa servir para explicar tal facto. É que os gestores que investem no mercado nacional estão mais a par das ocorrências em torno do seu mercado do que os seus congéneres que investem em mercados mais amplos e mais distantes (gestores dos FUE e dos FAI). Confrontando o valor positivo de selectividade com o valor negativo de *timing* obtido na categoria dos fundos internacionais, reforça-se a tese de que os gestores tendem-se a concentrar mais na exploração de uma das componentes do desempenho global do que em ambas, o que explica o facto das duas componentes apresentarem uma persistente correlação negativa.

Contudo, parece-nos claro que a introdução dos dois factores de risco adicionais contribui de forma significativa para amenizar a acentuada correlação negativa entre a selectividade e o *timing* evidenciada nos dois modelos anteriores. Na verdade, com este novo modelo o valor da correlação entre as duas componentes do desempenho global situa-se nos -0,59, um valor muito abaixo do -0,75 obtido no modelo de Henriksson e Merton (1981) e do -0,61 do modelo de Treynor e Mazuy (1966). Nas classes de fundos, percebe-se que a introdução dos factores de risco adicionais apenas teve um

maior impacto na redução da correlação negativa entre selectividade e *timing* nos fundos nacionais (0,11) e fundos internacionais (-0,64), sendo que no caso dos fundos da União Europeia o valor continua sendo altamente negativo (-0,86).

5.4. Análise dos Modelos de Informação Condicional

Nesta etapa da investigação, com base em versões condicionais dos modelos de Treynor e Mazuy (1966) e de Fama e French (1993), centramos a nossa análise na averiguação do contributo das variáveis representativas da informação condicional nas estimativas do desempenho, procurando testar a robustez dos resultados evidenciados no modelo de Henriksson e Merton (1981).

5.4.1. Capacidade Explicativa das Variáveis Condicionais

Não obstante diversos estudos já terem confirmado a relevância das variáveis representativas da informação pública disponível em prever os retornos dos activos financeiros, tivemos a preocupação de, antes de tudo mais, inquirir acerca da capacidade explicativa das variáveis por nós seleccionadas.

O processo utilizado é idêntico ao aplicado por Leite e Cortez (2009) na avaliação do desempenho condicional das categorias fundos nacionais e fundos da União Europeia, com a diferença de que aqui, para além dessas duas categorias de fundos, estuda-se adicionalmente os fundos internacionais. Assim, utilizando regressões simples e múltiplas, regrediu-se as séries das variáveis condicionais desfasadas um mês face às séries dos retornos em excesso da carteira de mercado (variável dependente), tendo sido utilizado como *proxies* da carteira de mercado, o índice PSI 20 TR (fundos nacionais), *Europe Index* TR (fundos da União Europeia) e o *The World Index* TR (fundos internacionais). A Tabela 5.5 resume os resultados obtidos.

Tabela 5.5. Teste de Robustez às Variáveis Condicionais

Utilizando o excesso de rentabilidade de cada índice como variável dependente e cada uma das variáveis condicionais como variável independente, a tabela reporta as estimativas obtidas nas regressões individuais e globais. Em vez do verdadeiro nível das variáveis, utilizou-se os desvios dessas face às respectivas médias. Todas as estatísticas t são ajustadas pelo procedimento de Newey e West (1987). Os asteriscos denotam se as estimativas são significativas a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). O valor do teste de *Wald* representa a probabilidade da estatística do qui-quadrado do teste de *Wald* para a hipótese nula de todos os coeficientes da regressão serem nulos.

Variável	Índice	PSI 20 TR	Europe TR	The World Index TR
DY	Coeficiente	1.401	1.550	1.588
	t -estat.	1.142	1.679	1.925
			*	*
	R_{Aj}^2	0.830%	1.879%	2.769%
EUR	Coeficiente	-1.963	-1.941	-1.635
	t -estat.	-3.622	-4.593	-4.254
		***	***	***
	R_{Aj}^2	13.850%	17.460%	15.250%
TERM	Coeficiente	1.654	1.593	1.247
	t -estat.	2.312	3.063	2.640
		**	***	***
	R_{Aj}^2	6.710%	8.110%	5.911%
DY	Coeficiente	-1.231	-1.092	-0.815
	t -estat.	-0.994	-1.024	-0.903
EUR	Coeficiente	-4.279	-4.286	-3.873
	t -estat.	-3.020	-3.860	-3.869
		***	***	***
TERM	Coeficiente	-2.816	-2.881	-2.790
	t -estat.	-1.891	-2.234	-2.383
		*	**	**
	R_{Aj}^2	14.730%	19.480%	18.270%
	<i>Wald Test</i>	0.0002	0.0000	0.0000

Uma vez que a variável *dividend yield* é obtida através dos dividendos distribuídos no índice *Europe TR* produzido pela MSCI, ela não apresenta significância estatística na explicação dos retornos do índice PSI 20 TR. No entanto, mesmo para os índices da MSCI ela tende a ser significativa apenas a partir de níveis de significância de 10%. Em termos individuais, as variáveis estrutura temporal das taxas de juro (TERM) e taxa de juro de curto prazo (EUR) são altamente significativas em qualquer um dos contextos

analisados. Quanto ao poder explicativo das variáveis, medido pelo coeficiente de determinação ajustado, o valor mais elevado vai para a variável taxa de juro de curto prazo (TERM).

Nas regressões globais, a variável taxa de juro de curto prazo permanece altamente significativa. A taxa de crescimento dos dividendos (DY) não demonstra qualquer significância em explicar os excessos de retornos nos três índices estudados e a significância da variável estrutura temporal das taxas de juro é bem mais ténue. Conjuntamente, as três variáveis possuem um maior poder explicativo para os retornos em excesso nos índices *Europe* e *The World Index*. Todavia, ao utilizar o teste de *Wald*, para um nível de significância de 1%, rejeita-se a hipótese nula de todos os coeficientes das variáveis condicionais serem todas iguais a zero.

Em face do exposto, conclui-se que as variáveis condicionais seleccionadas apresentam alguma relevância na explicação das séries dos retornos, pelo que devem ser utilizadas na avaliação do desempenho dos fundos de investimento.

5.4.2. Análise dos Resultados nos Modelos Condicionais

Numa primeira etapa, são apresentados e discutidos os resultados obtidos para o modelo de Treynor e Mazuy (1966) condicional e, posteriormente, os resultados do modelo multifactorial condicional baseado em Fama e French (1993).

Tabela 5.6. Estimativas de Timing e Selectividade Condicional no Modelo TM

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{p,t} = \alpha_p + b_p(r_{m,t}) + b'_p(z_{t-1}r_{mt}) + \gamma_p(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$; onde $r_{p,t}$ é o retorno em excesso na carteira p e r_{mt} é o prémio de risco de mercado em t . γ_p é a estimativa da medida de *timing*. A taxa isenta de risco é a equivalente mensal da Euribor a 1 mês. As nossas variáveis condicionais desfasadas, Z_{t-1} , incluem (1) a taxa de crescimento dos dividendos (*dividend yield*) do índice MSCI Europe; (2) estrutura temporal das taxas de juro, dado pelo diferencial entre a *yield* de uma obrigação do tesouro alemão, com maturidade remanescente de 10 anos, e a taxa anual da Euribor a 3 meses; e (3) taxa de juro de curto prazo derivado da taxa anual da Euribor a 3 meses. As estatísticas t são ajustadas pelo procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***), (**), (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

	Selectividade		Risco Sistemático			Timing		Modelo				
	α	t-est.	b	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FAN	Fundos Nacionais											
BAP	-0.077	-0.363	0.943	26.504	***	0.009	1.567	0,922	225.266	***		
BPAP	-0.091	-0.497	1.015	31.878	***	0.004	1.088	0.946	332.708	***		
BPIP	0.022	0.100	0.933	21.376	***	0.010	1.937	*	0.915	204.431	***	
CAP	-0.270	-1.092	0.959	28.084	***	0.007	1.277	0.911	194.420	***		
ESPA	-0.083	-0.451	0.975	30.558	***	0.007	1.730	*	0.940	299.231	***	
MAP	0.034	0.144	0.959	26.898	***	0.011	2.124	**	0.923	229.634	***	
PA	-0.184	-0.521	0.846	16.815	***	-0.007	-0.989	0.796	75.015	***		
SAP	0.089	0.411	1.001	23.229	***	0.010	1.955	*	0.927	241.326	***	
Média (D.Padrão)	-0.070	(0.118)	0.954	(0.052)		0.006	(0.006)	0.910	(0.048)			
FUE	Fundos da União Europeia											
BANIFEA	-0.355	-1.813	*	1.135	33.725	***	-0.006	-0.871	0.919	215.361	***	
BBVABE	-0.131	-0.706		1.117	30.214	***	-0.011	-1.832	*	0.918	213.963	***
BPIEGC	-0.048	-0.341		0.948	37.715	***	-0.006	-1.158	0.928	244.992	***	
BPIEV	-0.182	-1.218		0.931	30.506	***	0.000	-0.038	0.934	269.751	***	
CAE	-0.366	-2.616	**	1.008	53.527	***	-0.005	-1.353	0.951	371.061	***	
ESAE	-0.180	-1.323		0.874	30.470	***	-0.002	-0.404	0.910	192.381	***	
FC	0.592	1.702	*	0.791	10.993	***	-0.008	-0.869	0.758	60.606	***	
MEC	-0.292	-1.241		1.038	38.296	***	0.001	0.308	0.914	202.682	***	
MA	0.347	1.759	*	0.921	22.147	***	-0.009	-1.618	0.902	175.332	***	
MAE	-0.118	-0.820		1.052	32.749	***	-0.003	-0.735	0.952	373.597	***	
POPA	-0.153	-0.834		1.101	30.476	***	-0.008	-1.545	0.931	255.203	***	
RE	-0.367	-2.905	***	0.858	35.385	***	0.002	0.675	0.953	385.320	***	
SAE	-0.142	-0.537		1.225	26.274	***	-0.013	-1.393	0.900	171.171	***	
Média (D.Padrão)	-0.107	(0.280)		1.000	(0.126)		-0.005	(0.005)	0.913	(0.050)		
FAI	Fundos Internacionais											
BPIR	0.784	3.242	***	0.523	9.865	***	-0.014	-1.879	*	0.574	26.593	***
BPNAG	0.221	1.012		0.785	13.831	***	-0.008	-0.912	0.774	65.917	***	
CAJ	-0.631	-1.374		0.811	6.470	***	-0.001	-0.063	0.419	14.699	***	
CAO	1.042	3.178	***	0.875	14.008	***	-0.007	-0.636	0.708	47.052	***	
ESAG	0.052	0.185		0.877	12.675	***	-0.001	-0.131	0.753	59.030	***	
ESME	1.137	2.567	**	1.201	13.645	***	-0.006	-0.253	0.701	45.608	***	
FAI	0.209	0.579		1.160	10.916	***	0.000	-0.008	0.776	66.893	***	
MAJ	-0.706	-1.487		0.756	6.057	***	-0.013	-0.869	0.405	13.935	***	
MME	0.828	1.746	*	1.230	13.655	***	-0.001	-0.055	0.692	43.599	***	
Média (D.Padrão)	0.326	(0.681)		0.913	(0.237)		-0.006	(0.005)	0.645	(0.145)		

Resumo	Alfas (Selectividade)				Gammas (<i>Timing</i>)			
	Total		Significativos (10%)		Total		Significativos (10%)	
	n°	%	n°	%	n°	%	n°	%
Positivos	13	43%	6	46%	9	30%	3	33%
Negativo	17	57%	3	18%	21	70%	2	10%
Total	30	100%	9	30%	30	100%	5	17%
Média global	(0.033%/mês)				(-0.002)			

Desde logo, é de notar que o modelo de Treynor e Mazuy condicionado melhorou marginalmente o coeficiente de determinação em todas as categorias de fundo analisadas e aumentou o valor absoluto médio das estatísticas *t*, pelo menos, nos coeficientes de selectividade. De igual modo, verifica-se um ligeiro incremento no número de estimativas de selectividade significativamente positivas (seis vs. cinco). Do lado das estimativas negativas não se verifica nenhuma alteração face ao modelo não condicional, quer no total e estimativas como em termos de estimativas significativas. No entanto, em média, registou-se uma ligeira redução na capacidade de selecção de títulos pelos gestores (0,396% ao ano vs. 0,456% ao ano). Tal resultado advém da redução no valor médio da estimativa nas categorias fundos nacionais (-0,842% ao ano vs. -0,068% ao ano) e fundos da União Europeia (-1,286% ao ano vs. -1,221% ao ano). Na categoria fundos internacionais a especificação condicional conduziu a um ligeiro aumento da estimativa média de selectividade (3.915% ao ano vs 3.355% ao ano).

Relativamente às capacidades de *timing*, o cenário mantém-se praticamente inalterado em número de estimativas positivas (9) e negativas (21). No entanto, agora é de registar três fundos com estimativas de *timing* significativas, enquanto no modelo não condicional não havia nenhum fundo com capacidades significativas para prever correctamente os movimentos futuros do mercado. Se reduzirmos o nível de significância para 1% deixa de haver evidências de fundos com capacidades significativamente positivas de *timing*. No geral, verifica-se uma pequena melhoria na estimativa média de *timing* face ao modelo não condicional (-0,002 vs. -0,003). A classe dos fundos nacionais continua sendo a única onde os gestores demonstram capacidades positivas de *timing* e, neste caso, a um nível relativamente superior (0,006).

Os resultados sinalizam que os fundos nacionais são mais especializados em actividades de *timing* e os fundos internacionais em actividades de selectividade. No caso dos fundos da União Europeia não é visível um padrão, com esses fundos a apresentarem desempenhos negativos em ambas as componentes.

Verificando a correlação entre as componentes do desempenho global, conclui-se que na íntegra a introdução da condicionalidade no modelo melhorou radicalmente o grau de correlação negativo entre selectividade e *timing*. Se no modelo não condicional a estimativa era de uma correlação na ordem dos -0,61 (-0,75 no modelo de Henriksson e Merton), agora o valor baixou para os -0,17. Para esta melhoria contribuiu, e de forma significativa, a redução da correlação negativa entre as duas componentes do desempenho na classe fundos internacionais, que neste caso agora é de apenas -0,064 contrastando com os -0,71 evidenciados no modelo não condicional. De igual modo, a melhoria na classe fundos da União Europeia é considerável, tendo em conta os elevados valores evidenciados nos restantes modelos. Assim sendo, a estimativa cifra agora nos -0,42, menos de metade do valor inicialmente evidenciado (ver modelo de Henriksson e Merton). Quanto aos fundos nacionais, verifica-se que esta estimativa tem vindo a melhorar, passando gradualmente de negativa a positivo, estando agora nos 0,59.

Tabela 5.7. Estimativas de Timing e Selectividade Condicional no Modelo de F-F

O período amostral vai de Janeiro de 2002 a Dezembro de 2009. O modelo utilizado é $r_{p,t} = \alpha_p + b_p(r_{m,t}) + s_p(SMB_t) + h_p(HML_t) + b'_p(z_{t-1}r_{mt}) + s'_p(z_{t-1}SMB_t) + h'_p(z_{t-1}HML_t) + \gamma_p(r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$. Onde, $r_{p,t}$ é o retorno em excesso na carteira p e r_{mt} é o prémio de risco de mercado em t . γ_p é a estimativa da medida de timing. A taxa isenta de risco é a equivalente mensal da Euribor a 1 mês. As nossas variáveis condicionais desfasadas, $Z_t - 1$, incluem (1) a taxa de crescimento dos dividendos (*dividend yield*) do índice MSCI Europe; (2) estrutura temporal das taxas de juro, dado pelo diferencial entre a *yield* de uma obrigação do tesouro alemão, com maturidade remanescente de 10 anos, e a taxa anualizada da Euribor a 3 meses; e (3) taxa de juro de curto prazo derivado da taxa anualizada da Euribor a 3 meses. As estatísticas t são ajustadas pelo procedimento de Newey e West (1987). Os valores de α estão expressos em percentagem (%). (***), (**), (*) denotam se as estimativas são estatisticamente significativas para níveis de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente.

	Selectividade		Mercado		SMB		HML		Timing		Modelo					
	α	t-est.	b	t-est.	s_p	t-est.	h_p	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.				
FAN	Fundos Nacionais															
BAP	-0.035	-0.159	0.909	24.178	***	0.086	2.868	***	0.025	0.723	0.006	1.146	0.925	91.682	***	
BPAP	-0.014	-0.083	0.993	29.763	***	0.073	2.619	**	-0.007	-0.240	0.000	-0.010	0.960	150.006	***	
BPIP	0.185	1.010	0.918	20.896	***	0.098	3.329	***	0.026	0.935	0.004	1.173	0.941	117.860	***	
CAP	-0.190	-0.809	0.936	26.679	***	0.116	3.323	***	0.017	0.486	0.003	0.568	0.930	98.286	***	
ESPA	0.001	0.007	0.943	30.188	***	0.097	3.681	***	-0.001	-0.029	0.002	0.887	0.956	159.784	***	
MAP	0.138	0.728	0.930	28.591	***	0.108	3.866	***	0.009	0.308	0.005	1.880	*	0.945	126.815	***
PA	-0.202	-0.578	0.818	14.208	***	0.087	1.659		-0.028	-0.566	-0.009	-1.420	0.808	31.704	***	
SAP	0.241	1.113	0.985	23.792	***	0.075	2.354	**	0.007	0.217	0.005	1.200	0.940	116.073	***	
Média (D.Padrão)	0.016	(0.164)	0.929	(0.054)		0.093	(0.015)		0.006	(0.018)	0.002	(0.005)	0.926	(0.049)		

	Selectividade		Mercado		SMB		HML		Timing		Modelo						
	α	t-est.	b	t-est.	s_p	t-est.	h_p	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.					
FUE	Fundos da União Europeia																
BANIFEA	0.081	0.294	1.046	19.888	***	-0.219	-2.679	***	0.167	1.175	-0.010	-1.379	0.931	99.299	***		
BBVABE	0.321	1.169	1.022	16.541	***	-0.234	-3.497	***	0.164	1.193	-0.016	-2.342	**	0.937	109.924	***	
BPIEGC	0.138	0.680	0.899	19.734	***	-0.060	-1.345		0.090	0.846	-0.007	-1.269	0.935	106.753	***		
BPIEV	-0.454	-2.865	***	0.932	29.521	***	0.231	4.674	***	0.104	1.365	0.002	0.483	0.948	134.726	***	
CAE	-0.259	-1.522		0.978	27.714	***	-0.012	-0.225		-0.003	-0.032	-0.006	-1.525	0.950	140.425	***	
ESAE	-0.161	-0.972		0.837	18.551	***	-0.009	-0.188		0.016	0.225	-0.003	-0.661	0.915	79.631	***	
FC	0.548	1.573		0.683	8.400	***	0.427	4.432	***	0.238	1.585	-0.012	-1.469	0.797	29.688	***	
MEC	-0.251	-0.971		1.022	25.363	***	-0.082	-0.834		0.184	0.912	0.000	-0.031	0.914	78.809	***	
MA	0.509	2.234	**	0.825	20.770	***	0.111	1.549		0.083	0.770	-0.016	-2.943	***	0.921	86.142	***
MAE	0.200	0.999		0.976	25.308	***	-0.149	-2.520	**	0.128	1.321	-0.007	-1.686	*	0.963	191.069	***
POPA	0.176	0.649		1.023	19.358	***	-0.161	-2.062	**	0.163	1.163	-0.012	-1.912	*	0.942	118.748	***

RE	-0.369	-2.679	***	0.848	24.139	***	-0.028	-0.618		-0.039	-0.499	0.001	0.245	0.952	146.940	***
SAE	0.251	0.632		1.167	15.913	***	-0.332	-3.104	***	0.181	0.933	-0.016	-1.481	0.910	74.519	***
Média (D.Padrão)	0.056	0.327		0.943	0.124		-0.040	0.204		0.114	0.082	-0.008	0.006	0.924	0.042	

	Selectividade		Mercado		SMB		HML		Timing		Modelo						
	α	t-est.	b	t-est.	s_p	t-est.	h_p	t-est.	γ	t-est.	R_{Aj}^2	F-est.					
FAI	Fundos Internacionais																
BPIR	0.629	2.620	**	0.510	6.221	***	0.426	3.190	***	0.062	0.617	-0.011	-1.390	0.657	14.999	***	
BPNAG	0.267	1.046		0.694	9.936	***	0.345	2.158	**	0.338	1.813	*	-0.006	-0.599	0.814	32.957	***
CAJ	-0.995	-2.118	**	0.806	6.150	***	0.618	2.479	**	-0.150	-0.683	-0.004	-0.263	0.443	6.823	***	
CAO	0.873	2.798	***	0.842	9.600	***	0.253	1.712	*	-0.274	-1.402	-0.009	-0.873	0.745	22.361	***	
ESAG	0.108	0.392		0.785	9.725	***	0.018	0.119		-0.111	-0.491	-0.001	-0.135	0.814	33.074	***	
ESME	0.782	2.034	**	1.217	12.490	***	0.450	2.645	***	-0.216	-0.927	0.000	-0.019	0.768	25.133	***	
FAI	0.272	0.740		1.016	10.868	***	0.536	3.242	***	0.018	0.090	-0.004	-0.273	0.818	33.856	***	
MAJ	-1.130	-2.449	**	0.722	6.011	***	0.720	2.930	***	-0.077	-0.360	-0.016	-1.229	0.465	7.343	***	
MME	0.480	1.064		1.221	11.119	***	0.494	2.574	**	-0.469	-1.677	*	-0.002	-0.121	0.745	22.332	***
Média (D.Padrão)	0.143	0.728		0.868	0.240		0.429	0.207		-0.098	0.228	-0.006	0.005	0.697	0.146		

Resumo	Alfas (selectividade)				Gammas (timing)			
	Total		Significativos (10%)		Total		Significativos (10%)	
	n°	%	n°	%	n°	%	n°	%
Positivos	19	63%	4	21%	8	27%	1	13%
Negativo	11	37%	4	36%	22	73%	4	18%
Total	30	100%	8	27%	30	100%	5	17%
Média global	(0.071%/mês)				(-0.005)			

A tabela 5.7 reporta os resultados obtidos da combinação do modelo de Fama e French (1993) com os modelos de informação condicional. Desde logo, é de notar que de entre todos os modelos até agora analisados este é o que apresenta o mais elevado coeficiente de determinação em todas as categorias de fundos abordados, explicando em média aproximadamente 85,6% das séries dos retornos dos fundos. Isto não se trata de uma surpresa, uma vez que se combinou as variáveis explicativas com variáveis representativas da informação condicional. Em termos gerais, a variável *SMB* continua sendo significativa e agora para um maior número de fundos (22 vs. 19). Referente à variável *HML*, é de salientar que a situação mantém praticamente inalterada, sendo ela significativa apenas em dois fundos, todos pertencentes à categoria fundos internacionais. Dai se poder concluir que essa variável possui pouco poder explicativo para a amostra de fundos seleccionada.

Em termos de selectividade, o modelo sugere que, em média, os fundos têm desempenhos positivos, contrariamente ao que foi demonstrado no modelo factorial não condicional (0,85% ao ano vs. - 0,12% ao ano). Realmente, face à situação não condicional, verifica-se um aumento no número de fundos com desempenhos positivos aliado a redução do lado dos fundos com desempenhos negativos. Isto é um sinal evidente que os alfas condicionais são significativamente maiores que os alfas não condicionais. Embora num contexto diferente, este tipo de evidência é consistente com a encontrada por Leite e Cortez (2009) e Ferson e Schadt (1996).

Quando focalizada a análise nas categorias de fundos, verifica-se que, em média, o efeito positivo do especificado condicional foi apenas a nível dos fundos nacionais e fundos da União Europeia. No caso dos fundos nacionais, esses agora evidenciam em média capacidades positivas em termos de selecção de títulos, na ordem dos 0,186% ao ano, enquanto no modelo não condicional essa estimativa era de -0,828% ao ano.

Este resultado é claramente influenciado pelo fundo Santander Acções Portugal (SAP) que na componente selectividade apresenta, em média, desempenhos positivos, aproximadamente 2,892% ao ano. Nos fundos da União Europeia o impacto foi igualmente positivo, tendo a estimativa de selectividade sofrida uma melhoria de 1,705 p.p. ao ano, e o número de estimativas significativamente negativas diminuído de cinco para apenas dois. Na categoria fundos internacionais, o impacto da especificação

condicional foi ligeiramente negativa, todavia esses fundos continuam a demonstrar capacidades positivas em termos de selecção de títulos, só que a um nível relativamente inferior (em média 1,715% ao ano). Nesta categoria, destacam-se pela positiva os fundos CAO (10,476% ao ano), ESME (9,384% ao ano) e BPIR (7,548% ao ano); e pela negativa os fundos Millennium Acções Japão (-13,560% ao ano) e Caixagest Acções Japão (-7,548% ao ano), ambos fundos que investem no mercado Japonês, e igualmente os únicos com estimativas negativas na categoria FAI. Estes resultados podem ser atribuídos à existência de um Efeito *Benchmark*.

Relativamente ao *timing*, as evidências apontam na mesma para desempenhos negativos nesta componente (-0,005), mantendo-se a estimativa praticamente inalterada em relação à situação não condicional (-0,005). No entanto, uma análise mais pormenorizada, por ordem individual dos fundos, permite-nos detectar pequenas melhorias nas estimativas de *timing* dentro das três classes de fundos analisadas, principalmente nos fundos pertencentes as categorias fundos nacionais e internacionais. Em termos de estimativas negativas e positivas os resultados não são muito diferentes dos anteriormente evidenciados, sendo de destacar apenas menos um fundo com evidências de *timing* positivo. Dessas estimativas, apenas uma pertencendo a categoria fundos nacionais é positivamente significativa, e quatro são significativamente negativas, todas na categoria fundos da União Europeia. Das três categorias de fundos estudadas, apenas os fundos nacionais é que alcançam desempenhos positivos na componente *timing* (0,002), isto é, são os únicos onde os gestores demonstrem ter algumas capacidades em prever correctamente os movimentos futuros do mercado. Mais uma vez, poder-se-á justificar este resultado com base no “factor proximidade”.

Relativamente à correlação entre a selectividade e o *timing*, é de salientar que a combinação de factores de riscos adicionais com a condicionalidade originou uma redução da correlação negativa entre as duas componentes do desempenho global do modelo multifactorial não condicional (-0,59) para o modelo multifactorial condicional (-0,13), sendo este novo valor o mais baixo até agora evidenciado. Em termos de classes de fundos, continua-se verificando uma melhoria dessa correlação nos fundos nacionais, com a estimativa a assumir valores cada vez maiores e positivos. Se no modelo inicialmente testado a estimativa da correlação entre as duas componentes era negativa

(-0,27), com este modelo mais sofisticado ela chega a ser positiva na ordem dos 0,62. É de registrar, igualmente, uma melhoria desta estimativa na classe fundos internacionais, com esse valor a ser pela primeira vez positivo (0,36). Já no caso dos fundos da União Europeia, verifica-se uma inversão na tendência de quebra do valor da estimativa, posicionado este novamente no valor que se tinha obtido no primeiro modelo testado (-0,89).

Em resumo, a opção condicional conduz a uma melhoria nas evidências de selectividade e de *timing*, contudo esta melhoria é bem mais pronunciada a nível das estimativas de selectividade, sendo quase que praticamente nula em termos das estimativas de *timing*. Do lado da selectividade a melhoria é apenas visível nas categorias fundos nacionais e da União Europeia, precisamente aquelas que nos outros modelos de *timing* demonstraram sempre serem incapazes de obter desempenhos positivos. Do lado do *timing*, verifica-se uma ligeira melhoria nas estimativas dos fundos nacionais e fundos internacionais, no entanto são os fundos nacionais os que melhor se posicionam nas actividades de *timing*. Quanto à acentuada correlação negativa entre as duas componentes do desempenho global observada no modelo de Henriksson e Merton (1981), conclui-se que na íntegra a combinação entre factores de risco adicionais e condicionalidade permite atenuar de forma significativa esta correlação para valores muito mais próximos de zero. Não obstante as ínfimas diferenças registadas, podemos avançar que as nossas conclusões iniciais mantêm-se qualitativamente inalteradas.

5.5. Conclusões

Os resultados evidenciados ao longo do capítulo sugerem que, em média, das três categorias de fundos analisados apenas os fundos internacionais evidenciam um desempenho global positivo. No entanto, em termos gerais, os fundos apresentam um desempenho ligeiramente negativo para o período analisado. Embora o desempenho negativo dos FUE pudesse ser justificado com base na existência de um *distance effect*, o desempenho positivo na categoria FAI não corrobora essa explicação.

A análise do modelo de Henriksson e Merton (1981) indica que os gestores dos fundos apresentam poucas capacidades de selectividade, existindo mais evidências de gestores com capacidades negativas do que positivas. Nas três categorias de fundos, apenas os gestores dos FAI demonstram, em média, capacidades positivas para avaliarem os títulos individualmente. Relativamente à componente *timing*, o modelo deixa claro que, no geral, os gestores falham nas suas previsões quanto à evolução do mercado, principalmente aqueles que actuam nos mercados União Europeia e Internacional. Esses resultados conduzem a duas conclusões óbvias: (1) os gestores tendem a se especializar numa das componentes do desempenho global, existindo por isso uma correlação negativa entre o *timing* e a selectividade; e (2) existência de um *distance effect*, mas apenas relativo a componente *timing*.

Não obstante as ínfimas diferenças evidenciadas, os modelos utilizados para testar a robustez dos resultados obtidos através do modelo de Henriksson e Merton (1981) provam a sua consistência, tanto num contexto não condicional como condicional. Todavia, é de realçar que a introdução de factores de risco adicionais, e posteriormente a sua combinação com as variáveis representativas da informação condicional, reforça a capacidade explicativa dos modelos, aperfeiçoa superficialmente as estimativas de *timing* e significativamente as estimativas de selectividade, sendo, em média, os alfas condicionais maiores que os alfas não condicionais (consistente com Leite e Cortez, 2006 e Ferson e Schadt, 1996). Verifica-se igualmente uma melhoria na correlação entre o *timing* e a selectividade, a medida que se aperfeiçoa o modelo inicialmente testado.

CAPÍTULO VI

CONCLUSÕES FINAIS, LIMITAÇÕES E REFLEXÕES PARA FUTURAS INVESTIGAÇÕES

6.1. Conclusões Finais

Ao longo das últimas décadas, a avaliação do desempenho dos fundos de investimento e dos seus respectivos gestores tem constituído uma questão de elevado interesse tanto dos profissionais da área como dos académicos. Dada a sua crescente importância nas decisões financeiras dos agentes económicos, compreende-se o interesse dos investidores em tentar identificar gestores de fundos bem sucedidos, principalmente à luz da crescente evidência de que, relativamente a uma estratégia de gestão passiva, a gestão activa não é capaz de gerar excessos de retornos significativamente diferentes de zero, sendo mais provável esses serem negativos do que positivos. Do lado dos académicos, o objectivo em procurar gestores com capacidades superiores é bastante pertinente, uma vez que este facto não se encaixa dentro das hipóteses da eficiência dos mercados. Neste contexto, esses têm dedicado muito do seu tempo no desenvolvimento de medidas mais precisas na quantificação do desempenho dos fundos.

As primeiras medidas de avaliação do desempenho ajustadas ao risco surgiram graças aos avanços pioneiros de Markowitz no desenvolvimento da Moderna Teoria da Carteiras e, posteriormente, aos trabalhos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) no desenvolvimento do Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros – CAPM.

Todavia, as medidas sugeridas sofrem de diversas limitações, sendo por isso a sua aplicação na avaliação de carteiras de investimento fortemente criticada. De entre essas limitações, duas são mais importantes: a relativa à escolha da carteira *benchmark* e o pressuposto da estabilidade da medida de risco sistemático. É precisamente esta última que tem levado os investigadores ao desenvolvimento de metodologias capazes de desassociar o desempenho do gestor relativo às suas capacidades de selecção de activos

– selectividade – do desempenho inerente às suas capacidades para prever a tendência do mercado – *timing*.

Ainda dentro do campo da avaliação do desempenho dos fundos de investimento, numa perspectiva mais recente os investigadores têm vindo a propor a utilização da informação condicional nos modelos, isto é, informação pública disponível no momento em que os retornos são gerados.

Dum ponto de vista diferente do que tem sido feito, este estudo propôs-se a avaliar o desempenho dos gestores de uma amostra de fundos de investimento mobiliário portugueses nas suas capacidades de selectividade e *timing*, com base na metodologia proposta por Henriksson e Merton (1981), e através de outras metodologias, não condicionais e condicionais, um deles assente nos modelos multifactoriais, testar a robustez dos resultados relativamente à especificação do modelo.

Da aplicação inicial do modelo de Jensen (1968) para testar o desempenho global dos fundos verificamos que, para o período compreendido entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009, os fundos de investimento seleccionados produziram, em média, desempenhos inferiores aos respectivos mercados, na ordem dos 0,34% ao ano. Das três categorias de fundos estudados, os fundos nacionais e os fundos internacionais produziram, em média, desempenhos positivos, embora no caso dos fundos nacionais não exista nenhuma estimativa que seja significativamente diferente de zero. Contrariamente, os fundos da União Europeia tiveram, em média, desempenhos negativos, sendo que sete das estimativas (54% dos fundos pertencentes a categoria) são significativamente negativas. Com base na medida de Jensen (1968), os fundos internacionais são os únicos a demonstrar alguma evidência de desempenhos significativamente positivos.

Em termos de capacidades de *timing* e selectividade, os resultados obtidos através da medida de Henriksson e Merton (1981) levam-nos a concluir que os gestores portugueses têm, em média, poucas capacidades para seleccionar títulos sobre ou subavaliados (selectividade), sendo que esta conclusão não é consistente com os resultados quando utilizamos a medida de Jensen; e não conseguem prever correctamente os movimentos do mercado (*timing*). Uma vez mais, os gestores dos

fundos internacionais revelam as melhores capacidades de selecção de títulos, mas falham nas previsões quanto aos movimentos do mercado. Os gestores dos fundos nacionais exibem desempenhos negativos na componente selectividade mas, contrariamente aos FAI e FUE, evidenciam, em média, algumas capacidades de *timing* positivas, com apenas um único fundo a falhar nas suas previsões. Não obstante, nesta categoria, tanto as estimativas de selectividade como as de *timing* não são significativamente diferentes de zero. No caso dos fundos da União Europeia, os resultados sinalizam que, em média, os gestores desses fundos não possuem capacidades para seleccionarem títulos sobre ou subavaliados e nem para preverem correctamente os movimentos do mercado. Do lado do *timing*, à excepção de dois fundos, as estimativas são no geral negativas mas apenas uma apresenta alguma significância estatística. Os resultados revelam igualmente a existência de uma correlação negativa entre as duas componentes do desempenho e de um *distance effect* no desempenho relativo ao *timing*. Contudo esse efeito não é visível no desempenho relativo à selectividade, uma vez que os resultados posicionam os gestores dos fundos internacionais como os únicos com desempenhos positivos nesta componente.

Esses resultados são consistentes com a hipótese da eficiência dos mercados e com grande parte dos estudos empíricos realizados na área. Entretanto, a existência de um *distance effect* avançada por Romacho e Cortez (2006) não é sustentada pelos nossos resultados.

Os testes de robustez realizados através dos modelos não condicionais, Treynor e Mazuy (1966) e Fama e French (1993), e modelos condicionais (versões condicionais dos anteriores) sugerem que os resultados obtidos através do modelo de Henriksson e Merton (1981) são robustos relativamente a especificação do modelo. Todavia encontramos algumas pequenas diferenças. A introdução de factores de risco adicionais no modelo e a sua posterior combinação com variáveis condicionais, em média, reforça a sua capacidade explicativa, principalmente na categoria fundos internacionais, e conduz a melhorias mais pronunciadas nas estimativas de selectividade do que nas de *timing*, sendo, em média, os alfas condicionais significativamente maiores que os alfas não condicionais.

6.2. Limitações e Reflexões para Futuras Investigações

Não obstante termos provado a robustez dos nossos resultados relativamente à especificação do modelo utilizado, esses e as respectivas conclusões não deixam de evidenciar algumas limitações.

Primeiro, a metodologia de Henriksson e Merton (1981) analisa as capacidades de selectividade e de *timing* dos gestores através de regressões das series temporais dos retornos dos fundos. A utilização dos dados agregados dos retornos poderá originar a ocultação de informação relevante, com consequências inesperadas nos resultados finais, como são os casos das evidências de *timing* negativo e duma correlação negativa entre o *timing* e a selectividade. No entanto, o principal problema inerente a maioria dos estudos é que eles assumem que os gestores implementam o *timing* de uma forma específica. Por exemplo, Henriksson e Merton (1981) assumem a existência de um beta diferente mas constante consoante o retorno do mercado é inferior ou superior relativamente à uma taxa de retorno isenta de risco. Caso o gestor resolver implementar as suas estratégias de *timing* por uma via mais complexa essas medidas podem simplesmente não conseguir detectá-las.

Segundo, os nossos resultados através da metodologia multifactorial poderão sofrer de algum enviesamento. Os factores não foram obtidos como sugerido por Fama e French (1993); em vez disso, optou-se por uma técnica que utiliza *proxies* desses factores recorrendo a índices de estilo. Embora outros autores tenham testado a sua eficácia para os mercados dos EUA e da Austrália, pode acontecer que os índices de estilo aqui utilizados para estimar os factores não sejam os mais adequados para as realidades estudadas.

Para ultrapassar as limitações inerentes a medida de Henriksson e Merton (1981), Elton et al. (2009) propõem uma metodologia de avaliação das capacidades de *timing* dos gestores através da análise da composição mensal das carteiras dos fundos. Segundo esses autores, a principal vantagem da sua medida relativamente às outras metodologias é a possibilidade de se poder analisar, em intervalos mensais, precisamente as decisões que o gestor está a experimentar. Embora actualmente a inexistência de algumas informações (composição sectorial das carteiras dos fundos) possa limitar parcialmente

a aplicação dessa metodologia à realidade portuguesa, num futuro próximo poderá vir a constituir um excelente campo de investigação.

Seguindo Ferson e Khang (2002), um outro aspecto que poderá ser explorado é a utilização de medidas que combinam informação relativa à composição das carteiras (pesos dos títulos) com a informação condicional. A *Conditional Weight based-Measure* (CWM) possui diversas vantagens. A utilização de informação condicional evita enviesamentos nas medidas baseadas nos pesos das carteiras, como sugerem Grinblatt e Titman (1993). Num contexto condicional, as medidas baseadas nas séries temporais dos retornos incorrem num enviesamento (*interim trading bias*) caso o gestor transaccionar entre as datas de observação, que poderá ser evitado através da CWM.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alves, C., (2005), “ Os Investidores Institucionais e o Governo das Sociedades: Disponibilidades, Condicionantes e Implicações”, *Editora Almedina*.
- Alves, C., e Mendes, V., (2003), “Corporate Governance Policy and Company Performance: the case of Portugal”, *Corporate Governance: an International Review*”, vol. 12, n.3, pp 290-301.
- Alexander, G., e Stover, R., (1980), “Consistency of Mutual Fund Performance during Varying Markets Conditions”, *Journal of Economics and Business*, spring, vol.32, n. ° 3, pp.219-226.
- Ang, S., e 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.
- Becker, C., Ferson, W., Myers, D., e Schill, M., (1999), “Conditional Market Timing with Benchmarks Investors”, *Journal of Financial Economics*, April, vol. 52, n. ° 1, pp. 119-148.
- Bello, Z., e 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*, vol. 26, n. ° 1, March, pp. 1-10.
- Blume, M., (1975), “Betas and their Regression Tendencies”, *The Journal of Finance*, vol. 30, n. ° 3, June, pp. 785-795.
- Bollen, N., e Busse, J., (2001), “On the Timing Ability of Mutual Fund Managers”, *Journal of Finance*, vol. 56, n. ° 3, pp. 1075-1094.

- Brennan, M., Chordia, T., e Subrahmanyam, A., (1998), “Alternative factors specifications, security characteristics and the cross-section of expected stocks returns”, *Journal of Finance Economics*, vol. 49, pp. 345-373.
- Brown, K., e Brown, G., (1987), “Does the Composition of the Market Portfolio Really Matter?” *Journal of Portfolio Management*, vol. 26, n. ° 2, pp 26-32.
- Brown, S., Goetzmann, W., Ibbotson, R., e Ross, S., (1992), “Survivorship bias in Performance Studies”, *The Review of Financial Studies*, vol.5, n. °4, pp.553-580.
- Burmeister, E., e McElroy, M., (1988), “Joint Estimation of Factors Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory”, *The Journal of Finance*, vol. 43, n. ° 3, pp. 721-735.
- Carhart, M., (1997), “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *Journal of Finance*, vol. 52, n. °1, pp. 57-82.
- Chang, E., e Lewellen, W., (1984), “Market Timing and Mutual fund Investment Performance”, *The Journal of Financial Research*, Spring, vol.8, n. °1, pp. 15-30.
- Chang, E., e Lewellen, W., (1985), “An arbitrage pricing approach to evaluating mutual fund performance”, *Journal of Financial Research*, vol. 8, n. ° 1, pp. 15-30.
- Chen, C., e 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. ° 1, pp. 87-96.
- Chen, F., (1983), “Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing”, *The Journal of Finance*, vol. 38, pp. 1393-1414.
- Chen, F., Roll, R., e Ross, S., (1986), “Economic forces and the stock market”, *Journal of Business*, vol. 59, pp. 383-403.
- Chen, S., e Lee, C., (1981), “The Sampling Relationship Between Sharpe’s Performance Measure and its Risk Proxy: Sample Size, Investment Horizon and Markets Conditions”, *Management Science*, vol. 27, n. ° 6, pp.607-618.
- Chen, S., e Lee, C., (1986), “The Effects of the Sample Size, the Investment Horizon and Markets Conditions on the Validity of Composite Performance Measures: Generalization”, *Management Science*, vol. 32, n. ° 11, pp. 1410-1421.
- Chen, Z., e Knez, P., (1996), “Portfolio Performance Measurement: Theory and Applications”, *Review of Financial Studies*, vol. 9, n. ° 2, pp. 511-555.

- Christopherson, J., Ferson, W., e Glassman, D., (1998), “Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance”, *Review of Financial Studies*, vol. 11, n. °1, pp. 111-142.
- Coggin, T., Fabozzi, F., e Rahman, S., (1993), The Investment Performance of US Equity Pension Fund Managers: an empirical investigation”, *The Journal of Finance*, July, vol.48, n. °3, p. 1039-1055.
- Connor, G., e Korajczyk, R., (1988), “A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model”, *The Journal of Finance*, vol. 48, pp. 1263-1291.
- Cortez, M., (1993), “Sobre a Avaliação da Performance de Fundos de Investimento”, Tese de Mestrado em Gestão, ISEG, Lisboa.
- Cortez, M., e Silva, F., (2002), “Conditioning Information on Portfolio Performance Evaluation: A Reexamination of Performance Persistence in the Portuguese Mutual Fund Market”, *Finance India*, vol. 16, n. °4, pp.1393-1408.
- Dhrymes, P., Friend, I., e Gultekin, N., (1984), “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the APT”, *The Journal of Finance*, vol. 39, n. °2, pp. 323-346.
- Dybvig, P., e Ross, S., (1985^a), “Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line”, *The Journal of Finance*, June, vol.40, n. ° 2, pp. 383-398.
- Dybvig, P., e Ross, S., (1985^b), “The Analytics of Performance Measurement Using a Security Market Line”, *The Journal of Finance*, June, vol. 40, n. ° 2, pp. 401-416.
- Elton, J., e Gruber, J., (1995), “Modern Portfolio Theory and Investments Analysis”, *John Wiley and Sons*, 5.^a Ed.
- Elton, J., Gruber, J., e Blake R., (2009), “An Examination of Mutual Fund Timing Using Monthly Holdings Data. “*Working Paper*.
- Fabozzi, F., e Francis, J., (1978), “Beta as a Random coefficient”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, vol. 13, n. ° 1, pp. 101-116.
- Fabozzi, F., e 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.

- Faff, R., (2003), "Creating Fama and French Factors with Style", *The Financial Review*, May, vol.38, n. ° 2, pp.311-322.
- Faff, R., (2004), "A Simple Test of the Fama and French Model Using Daily Data: Australian evidence", *Applied Financial Economics*", January, vol. 14, n. ° 2, pp. 83-92.
- Fama, E., (1972), "Components of Investment Performance", *The Journal of Finance*, June, vol. 27, n. ° 3, pp. 551-567.
- Fama, E., e French, K., (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds ", *The Journal of Financial Economics*, November, vol. 25, n. ° 1, pp. 23-49.
- Fama, E., e French, K., (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Bond and Stocks", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n. ° 1, pp. 3-56.
- Fama, E., e French, K., (2004), "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economics Perspective*", Summer, vol.18, n. ° 3, pp.25-46.
- Ferguson, R., (1980), "Performance Measurement Doesn't Make Sense", *Financial Analysts Journal*, May-June, vol.36, n. °3, pp. 4-9.
- Ferguson, R., (1986), "The Trouble with Performance Measurement", *Journal of Portfolio Management*", Spring, vol.12, n. ° 3, pp.4-9.
- Ferson, H., e Harvey, C., (1999), "Conditioning Variables and the Cross Section Stock Returns", *Journal of Finance*, vol.54, n. °4, pp.1325-1360.
- Ferson, W., e Khang, K., (2002), "Conditional performance measurement using portfolio weights: evidence for pension funds", "*Journal of Finance Economics*", (August), vol. (65), pp. 259-282.
- Ferson, W., e Korajczyk, R., (1995), "Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns?", *Journal of Business*, vol. 68, n.°3, pp. 309-349.
- Ferson, W., e Qian, M., (2004), "Conditional Performance Evaluation Revisited", *Working Paper*, Boston- College-EUA.
- Ferson, W., e Schadt, R., (1996), "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *Journal of Finance*, vol. 51, n. °2, pp. 425-561.

- Ferson, W., e Warther, V., (1996), “Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market”, *Financial Analyst Journal*, vol.52, n. ° 6, pp. 20-28.
- Fletcher, J., (1995), “An Examination of the Selectivity and Market Timing Performance of UK Unit Trust”, *Journal of Business Finance and Accounting*, January, vol. 22, n.°1, pp. 143-156.
- Francis, J., e Fabozzi, F., (1980), “Stability of Mutual Fund Systematic Risk Statistic”, *Journal of Business Research*, June, vol. 8, n. ° 2, pp. 236-275.
- Friend, I., e Blume, M., (1970), “Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty”, *The American Economic Review*, Sept., vol. 70, n. ° 4, pp-561-575.
- Goetzmann, W., Ingersoll, J., e Ivkovic, Z., (2000), “Monthly Measurement of Daily Timers”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Sept., vol.35, n.°3, pp. 257-290.
- Grant, D., (1977), “Portfolio Performance and the “Cost” of Timing Decisions”, *The Journal of Finance*, June, vol.32, n. ° 3, pp. 837-845.
- Grant, D., (1978), “Market Timing and Portfolio Management”, *The Journal of Finance*, September, vol.33, n. ° 4, pp. 1119-1131.
- Grinblatt, M., e Titman, S., (1989^b), “Mutual Fund Performance: an analysis of quarterly portfolio holdings”, *Journal of Business*, July, vol. 62, n. ° 3, pp.393-416.
- Grinblatt, M., Titman, S., (1994), “A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques.” *Journal of Financial Quantitative Analysis*, (September), vol. 29, n. 3, pp. 419-444.
- Grinblatt, M., Titman S., (1993), “Performance Measurement Without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns”, *Journal of Business*, vol. 66, pp. 47-68.
- Gruber, M., (1996), “Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds”, *Journal of Finance*, 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. 73-79.
- Henriksson, R., e 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.

- Huberman, G., Kandel, S., e Stambaugh, R., (1987), “Mimicking portfolios and exact arbitrage pricing”, *The Journal of Finance*, vol. 43, pp. 1 –9.
- Ilmanen, A., (1995), “Time-varying Expected Returns in International Bond Markets”, *Journal of Finance*, June, vol. 50, n. ° 2, pp. 481-506.
- Jagannathan, R.; Wang, Z., (1996), “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, *The Journal of Finance*, March, vol. 41, n. °1, pp. 3-53.
- Jarrow, R., e Rudd, A., (1983) “A Comparison of the APT and CAPM: A Note”, *Journal of Banking e Finance*, vol. 7, pp.295-303.
- Jensen, M., (1968), “The Performance of Mutual Fund in the Period 1945-1964”, *The Journal of Finance*, May, vol.33, n. ° 2, pp. 127-144.
- Jensen, M., (1972), “ Optimal Utilization of Market Forecast 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., e Chang, K.,(1998), “ International Mutual Fund Selectivity and Market Timing during up and down Markets Conditions”, *The Financial Review*, May, vol. 33, n.°2, pp 127-144.
- Klemkosky, R., (1973), “The Bias in Composite Performance Measures”, *Journal of Financial and Quantitative, Analysis*, June, vol. 8, n.° 3, pp. 505-514.
- Klemkosky, R., e Maness, T., (1978), “The Predictability of Real Portfolio Risk Levels”, *Journal of Finance*, May, vol.33, n. ° 2, pp. 631-639.
- Kon, S., (1983), “The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers”, *The Journal of Business*, July, vol.56, n. ° 3, pp.323-347.
- Kon, S., e 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.
- Kon, S., e 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.°2, pp. 263-289.
- Kryzanowski, L., Lalancette, S., e To, C., (1997), “Performance Attribution Using an APT with Prespecified Macrofactors and Time-Varying Risk Premia and Betas”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 32, n. °2, 205-224.

- Lee, C., e 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.º2, pp. 299-312.
- Lee, C., e Rahman, S., (1990), “Market Timing, Selectivity and Mutual Fund Performance: an empirical investigation”, *The Journal of Business*, April, vol.63, n. º2, pp. 261-278.
- Lehmann, B., e Modest, D., (1987), “Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmarks Comparisons”, *The Journal of Finance*, vol. 42, pp. 233-265.
- Leite, P., e Cortez, M., (2009), “Conditioning Information in Mutual Fund Performance Evaluation: Portuguese Evidence”, *European Journal of Finance*, vol.15, 2009, pp.585-605.
- Levy, H., (1972), “Portfolio Performance and the Investment Horizon”, *Management Science*, August, vol. 18, n. º 12, pp 645-653.
- Levy, R., (1971), “On the Short-Term Stationary 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 of Risk Investment in Stock Portfolio and Capital Budgets “, *The Review of Economics and Statistics*, February, vol. 47, n. º1, pp. 13-37.
- Markowitz, H., (1952), “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance*, March, vol.8, n. º 1, pp. 77-91.
- Mayers, D., e Rice, E., (1979), “Measuring Portfolio Performance and 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.º3, pp.363-406.
- Morris, R., e Pope, P., (1981), “The Jensen measure of portfolio performance in a arbitrage pricing theory context”, *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 8, pp. 203-221.

- Mossin, J., (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, October, vol. 34, n. ° 4, pp. 768-783.
- Newey, W., e West., (1987), "A simple positive semidefinite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 55
- Otten, R., e Bams, D., (2002), "European Mutual Fund Performance", *European Financial Management*, vol.8, n.°1, pp. 75-101.
- Otten, R., e Bams, D., (2004), "How to Measure Mutual Fund Performance: Economic versus Statistical Relevance," *Journal of Accounting and Finance*", vol. 44, n.° 2, pp. 203-222.
- Perold, A., (2004), "The Capital Asset Pricing Model", *The Journal of Economics Perspective*, Summer, vol.18, n. °3, pp.3-24.
- Pesaran, M., e Timmermann, A., (1995), "Predictability of Stock Returns: Robustness and Economics Significant", *Journal of Finance*, vol. 50, n. ° 4, pp. 1201-1228.
- Pfleiderer, P., e Bhattacharya, S., (1983), "A Note on the Ambiguity in Portfolio Performance Measures", *Technical Report n. ° 714*, October, Stanford University, Graduate School of Business, pp. (23).
- Quandt, R., (1972) "A New Approach to Estimating Switching Regressions", *American Statistical Association Journal*, June, vol. 67, n. ° 338, pp. 306-310.
- 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 Financial Economics*, Sept., vol.33, n. ° 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. °4, pp. 5-12.
- Roll, R., (1981), "Performance Evaluation and Benchmark Errors II" *The Journal of Portfolio Management*, winter, vol. 7, n. ° 2, pp. 17-22.
- Roll R., e Ross, S., (1980), "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory", *The Journal of Finance*, vol. 35, n. ° 5, pp.1073-1103.
- Romacho, J., e Cortez, M., (2006), "Timing and Selectivity in the Portuguese Mutual Fund Performance", *Research in International Business and Finance*, vol.20, n. °3, pp. 348-368.
- Ross, S., (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, December, vol.13, n. °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.
- Sawicki, J., e Ong, F., (2000), "Evaluating Managed Fund Performance Using Conditional Measures: Australian Evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 8, n. °4, pp. 505-528.
- Sharpe, W., (1963), "A simplified Model for Portfolio Analysis", *Management Science*, September, vol.19, n. °3, pp 425-442.
- Sharpe, W., (1964), "Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of risk", *The Journal of Finance*, September, vol. 19, n. °3, pp. 425-442.
- Sharpe, W., (1966), "Mutual Fund Performance", *Journal of Business*, January, vol. 39, n. °1, pp. 119-138.
- Sharpe, W., (1982), "Factors in New York Stock Exchange security returns, 1931-1979", *The Journal of Portfolio Management*, summer, pp. 5-19.
- Shukla, R., e Trzcinka, C., (1994), "Persistent Performance in the Mutual Fund Market: test with funds and investments advisors", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 4, n. ° 2, pp. 114-135.
- Silva, F., Cortez, M., e Armada, M., (2003), "Conditioning Information and European Bond Performance", *European Financial Management*, vol. 9, n. ° 2, pp. 201-230.

- Sousa, Peter., (1999), “ Uma Avaliação da Performance de Fundos de Investimento Mobiliário em Portugal”, Tese de Mestrado em Economia na Especialidade de Economia Financeira, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, Coimbra.
- Tobin, J., (1958), “Liquidity Preference as Behavior toward Risk”, *the Review of Economics Studies*, February, vol. 25, n. ° 67, pp. 65-68.
- Treynor, J., (1965), “How to Rate Management of Investment Funds”, *Harvard Business Review*, January-February, vol. 43 n. °1, pp. 63-75.
- Treynor, J., e Mazuy, K., (1966), “Can Mutual Fund Outguess the Market?”, *Harvard Business Review*, July-August, vol.44,n.º4, pp. 131-136.
- Veit, E., e Cheney, J., (1982), “Are Mutual Funds Market Timers?”,*The Journal of Portfolio Management*, Winter, vol.8, n.º2, pp.35-42.
- Wilson, J., e Jones, C., (1981), “The Relation between Performance and Risk: Whence the Bias”, *The Journal of Financial Research*, Summer, vol. 4, n. ° 2, pp. 103-107.

Bibliografia Complementar

- Banco de Portugal., (2000), Suplemento ao Boletim Estatístico: “Informação sobre FIM”, n.º1, disponível em <http://www.bportugal.pt>, acedido em 10/08/2010.
- CMVM., (2002), A Indústria de Fundos de Investimento Mobiliário em Portugal”, *Sistema de Difusão de Informação da CMVM*, Setembro, disponível em www.cmvm.pt, acedido em 10 /08/2010.
- CMVM., (2009), “ Rendibilidade e Activismo de Gestão dos Fundos de Investimento em Portugal”, Março, www.cmvm.pt, acedido em 10/08/2010.

ANEXOS

Anexo 3.1. Estimação Dos Factores do Modelo de Fama e French (1993)

A metodologia para estimar os factores de risco *SMB* e *HML* é sugerida por Fama e French (1993). No entanto, optamos por uma metodologia bem mais simples. Assim, para *proxies* dos factores do modelo utilizamos índices de estilo. Trata-se de uma metodologia proposta por Faff (2003 e 2004) para a determinação de *proxies* dos factores do modelo de FF recorrendo aos índices de estilo desenvolvidos pela *Frank Russell Company* e testada em amostras de índices de dimensão dos mercados dos EUA e da Austrália. Os índices em questão são construídos através de um *mix* de características da dimensão e do *Book-to-Market (B/M)*, nomeadamente *small-value index*, *small-growth index*, *large-value index* e *large-growth index*.

Sendo que no nosso estudo temos três categorias de fundos consoante o mercado em que os fundos actuem, necessitamos de *proxies* para cada um desses mercados. Assim sendo, utilizou-se os seguintes índices de estilo produzidos e divulgados pela *Morgan Stanley Capital International (MSCI)*:

MSCI Style Index ⁴³		
Portugal	União Europeia	Internacional
Portugal Small Cap Value	Europe Small Cap Value	The World Small Cap Value
Portugal Small Cap Growth	Europe Small Cap Growth	The World Small Cap Growth
Portugal Large Cap Value	Europe Large Cap Value	The World Large Cap Value
Portugal Large Cap Growth	Europe Large Cap Growth	The World Large Cap Growth

Estes índices consideram o reinvestimento dos dividendos distribuídos pelos seus constituintes, pelo que os retornos obtidos são totais. Os retornos são obtidos numa base mensal entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009.

Os próximos parágrafos serão dedicados a descrição do processo aplicado na estimação das *proxies*.

O prémio de risco de mercado é simplesmente o excesso de retorno proporcionado pelo índice de mercado em causa face ao equivalente mensal do retorno da *Euribor* a

⁴³ A metodologia de construção dos índices da MSCI está disponível através do seguinte *link*: http://www.msibarra.com/products/indices/international_equity_indices/gimi/vg/methodology.html

um mês. Como índice de mercado utiliza-se o PSI 20 TR, o MSCI *Europe* TR e *The World Index* TR, respectivamente para fundos nacionais, da UE e Internacionais.

O prémio de risco do factor *SMB* (*small minus big*) consiste na diferença entre a média simples dos retornos de duas carteiras de pequena dimensão e a média simples dos retornos de duas carteiras de grande dimensão, com aproximadamente a mesma ponderação B/M.

$$R_{SMB} = \frac{R_{SV} + R_{SG}}{2} - \frac{R_{LV} + R_{LG}}{2}$$

onde, R_{SV} , R_{SG} , R_{LV} e R_{LG} são os retornos nos quatros índices de estilo (*small value*, *small growth*, *large value* e *large growth*).

De igual modo, o prémio de risco do factor *HML* consiste na diferença entre a média simples dos retornos de duas carteiras com elevado *Book-to-Market Equity* (B/M) e a média simples dos retornos de duas carteiras com baixo *Book-to-Market Equity* (B/M), com aproximadamente a mesma dimensão.

$$R_{HML} = \frac{R_{SV} + R_{LV}}{2} - \frac{R_{SG} + R_{LG}}{2}$$

Anexo 3.2. Estatísticas Descritivas e Correlações entre as *Proxies* dos Factores Fama e French

O Anexo reporta as principais estatísticas descritivas dos factores de risco (mercado, SMB e HML) e as respectivas matrizes de correlações, entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009. O *P-value* (JB) representa a probabilidade da estatística de Jarque-Bera exceder, em valor absoluto, o seu valor observado, sob a hipótese nula dos retornos seguirem uma distribuição normal. Excepto o *P-value*, todos os valores estão expressos em percentagem (%).

	Portugal			União Europeia			Internacional		
	rm	SMB	HML	rm	SMB	HML	rm	SMB	HML
Média	0.124	1.584	-0.163	-0.158	0.458	0.174	-0.369	0.410	0.193
Mediana	0.901	1.850	-0.117	0.962	0.735	0.185	0.305	0.528	0.064
Máximo	11.401	28.278	17.999	13.371	6.757	8.743	10.800	5.250	4.930
Mínimo	-23.610	-9.986	-27.912	-15.143	-10.076	-4.806	-12.700	-5.650	-4.720
Desvio-Padrão	5.781	5.846	5.781	5.128	2.554	1.834	4.600	1.930	1.700
Assimetria	-1.387	1.289	-0.854	-0.709	-0.915	0.922	-0.671	-0.376	0.082
Curtose	6.557	7.376	8.101	4.005	5.630	8.182	3.380	3.720	3.990
Jarque-Bera (JB)	81.398	103.199	115.718	12.091	41.075	121.015	7.790	4.330	4.010
<i>P-value</i> (JB)	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.020	0.115	0.135

	Portugal				União Europeia				Internacional		
	rm	SMB	HML		rm	SMB	HML		rm	SMB	HML
Rm	1.000			rm	1			Rm	1		
SMB	0.209	1.000		SMB	0.204	1		SMB	0.2231	1	
HML	0.079	-0.196	1.000	HML	0.324	0.233	1	HML	-0.0902	0.0137	1

Anexo 4.1. Estatísticas Descritivas dos Retornos dos F.I.M

Este anexo faz um resumo das principais estatísticas descritivas dos retornos mensais dos FIM que constituem a nossa amostra, entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009. O *P-value (JB)* representa a probabilidade da estatística de Jarque-Bera exceder em, valor absoluto, o seu valor observado, sob a hipótese nula dos retornos seguirem uma distribuição normal. Excepto o *P-value*, todos os valores estão expressos em percentagem (%).

FAN	BAP	BPAP	BPIP	CAP	ESPA	MAP	PA	SAP
Média	0.400	0.326	0.498	0.187	0.508	0.549	0.268	0.594
Mediana	0.841	1.025	0.979	0.821	1.349	0.826	0.716	1.137
Máximo	14.311	14.317	11.803	14.547	15.864	11.489	12.539	15.152
Mínimo	-24.079	-23.629	-20.683	-22.520	-19.111	-18.940	-16.401	-21.526
D.Padrão	5.749	6.112	5.625	5.826	5.623	5.654	5.175	5.999
Assimetria	-1.224	-1.361	-1.297	-1.213	-1.037	-1.109	-0.992	-1.211
Curtose	6.435	6.465	6.024	5.823	5.621	5.172	4.626	5.888
Jarque Bera (JB)	71.155	77.686	63.481	55.435	44.694	38.563	26.320	56.849
<i>P-value(JB)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

FUE	BANIFEA	BBVABE	BPIE	BPIEGC	CAE	ESAE	FC	MAE	MEC	MP	POPA	RE	SAE
Média	-0.413	-0.210	-0.161	-0.003	-0.338	-0.168	0.266	-0.080	-0.228	0.154	-0.269	-0.286	-0.251
Mediana	0.791	1.205	0.729	0.789	0.155	0.723	1.377	1.149	1.164	1.144	0.949	0.611	0.836
Máximo	13.920	12.985	12.536	10.721	12.977	12.961	13.609	13.995	13.152	13.601	12.935	12,283	16.441
Mínimo	-22.340	-20.652	-15.308	-15.567	-15.763	-14.421	-19.558	-18.062	-19.690	-18.326	-21.719	-13.533	-21.297
D.Padrão	6.119	5.993	5.030	4.980	5.323	4.768	5.248	5.482	5.584	5.205	5.895	4.487	6.660
Assimetria	-0.891	-0.956	-0.890	-0.894	-0.734	-0.776	-1.036	-0.769	-1.118	-1.133	-0.997	-0.731	-0.969
Curtose	4.542	4.813	4.246	4.354	3.866	4.447	5.048	4.602	5.328	5.564	5.092	4.347	4.937
Jarque Bera (JB)	22.212	27.759	18.901	20.121	11.607	18.012	33.937	19.727	41.681	46.821	33.398	15.819	30.036
<i>P-value (JB)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

FAI	BPIR	BPNAG	CAJ	CAO	ESAG	ESME	FAI	MAJ	MME
Média	0.452	-0.008	-0.455	0.686	-0.351	0.648	-0.301	-0.618	0.445
Mediana	0.993	0.752	-0.066	1.228	0.437	2.518	1.069	-0.596	1.554
Máximo	7.997	13.627	13.154	10.889	9.806	15.999	15.315	14.848	14,295
Mínimo	-12.694	-19.944	-10.818	-14.989	-22.644	-24.556	-27.051	-11.588	-23.914
D.Padrão	3.559	4.564	5.335	5.156	5.077	6.963	6.319	5.189	6.928
Assimetria	-1.227	-1.016	0.379	-0.759	-1.489	-1.004	-1.203	0.363	-0.839
Curtose	5.064	6.660	3.024	3.824	7.151	4.403	6.429	3.236	3.851
Jarque Bera (JB)	41.127	70.112	2.304	11.943	104.377	24.014	70.213	2.332	14.154
<i>P-value (JB)</i>	0.000	0.000	0.316	0.003	0.000	0.000	0.000	0.312	0.001

Anexo 4.2. Estatísticas Descritivas dos Retornos dos Índices de Mercado e da Taxa Isenta de Risco

Este anexo faz um resumo das principais estatísticas descritivas dos retornos mensais dos três índices de mercado utilizados e da taxa isenta de risco no período compreendido entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009. O *P-value (JB)* representa a probabilidade da estatística de Jarque-Bera exceder, em valor absoluto, o seu valor observado, sob a hipótese nula dos retornos seguirem uma distribuição normal. Excepto o *P-value*, todos os valores estão expressos em percentagem (%).

	The World Index TR	Europe TR	PSI 20 TR	Taxa Isenta de Risco
Média	-0.141	0.071	0.353	0.228
Mediana	0.473	1.152	1.131	0.215
Máximo	10.919	13.463	11.493	0.414
Mínimo	-12.393	-14.869	-23.196	0.035
Desvio-Padrão	4.569	5.091	5.747	0.090
Assimetria	-0.672	-0.709	-1.381	-0.118
Curtose	3.386	4.002	6.539	2.528
Jarque-Bera (JB)	7.810	12.068	80.585	1.113
<i>P-value (JB)</i>	0.020	0.002	0.000	0.573

Anexo 4.3. Estatísticas Descritivas das Variáveis Condicionais

Este anexo faz um resumo das principais estatísticas descritivas dos retornos mensais das três variáveis condicionais (Taxa de Crescimento dos Dividendos (DY), Taxa de Juro de Curto Prazo (EUR) e Estrutura Temporal das Taxas de Juro (TERM)) no período compreendido entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2009. O *p-value* (JB) representa a probabilidade da estatística de Jarque-Bera exceder, em valor absoluto, o seu valor observado, sob a hipótese nula dos retornos seguirem uma distribuição normal. Excepto o *p-value*, todos os valores estão expressos em percentagem (%).

	DY	EUR	TERM
Média	3.1441	2.9133	1.0320
Mediana	3.1124	2.7375	1.2685
Máximo	4.3805	5.2770	2.5070
Mínimo	2.0049	0.7190	-1.1870
Desvio-Padrão	0.5646	1.1314	0.9696
Assimetria	0.3551	0.2464	-0.5217
Curtose	3.2424	2.3253	2.2484
Jarque-Bera (JB)	2.2528	2.7922	6.6146
<i>P-value</i> (JB)	0.3242	0.2476	0.0366