

Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

João Carlos Parente Romacho

**Competição, Concentração das Carteiras e
Desempenho dos Fundos de Investimento
Mobiliário de Ações na União Europeia**



Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

João Carlos Parente Romacho

**Competição, Concentração das Carteiras e
Desempenho dos Fundos de Investimento
Mobiliário de Ações na União Europeia**

Tese de Doutoramento em Ciências Empresariais
Área de Conhecimento em Finanças Empresariais

Trabalho efetuado sob a orientação da
Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez

DECLARAÇÃO

Nome: JOÃO CARLOS PARENTE ROMACHO

Endereço Eletrónico: jromacho@gmail.com **Telefone:** +351 245 300 200

N.º do Cartão de Cidadão: 10096477 0ZZ4

Título da Tese:

Competição, Concentração das Carteiras e Desempenho dos Fundos de Investimento Mobiliário de Ações na União Europeia

Orientadora:

Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez

Ano de conclusão: 2011

Designação do Doutoramento:

Ciências Empresariais, Área de Conhecimento em Finanças Empresariais

É AUTORIZADA A REPRODUÇÃO PARCIAL DESTA TESE, APENAS PARA EFEITOS DE INVESTIGAÇÃO, MEDIANTE DECLARAÇÃO ESCRITA DO INTERESSADO, QUE A TAL SE COMPROMENTE

Universidade do Minho, ___/ ___/ _____

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho só foi possível devido à colaboração e apoio de várias pessoas, às quais desejo expressar o meu mais profundo agradecimento.

À minha orientadora, Professora Doutora Maria do Céu Ribeiro Cortez, por ter acreditado nas minhas capacidades, tendo aceite acompanhar-me nesta dura e longa tarefa ao longo dos últimos anos. A sua presença constante, os seus conhecimentos, assim como o seu interesse e dedicação foram imprescindíveis para o desenrolar das várias fases desta investigação.

Ao Mestre Valentim Realinho do Instituto Politécnico de Portalegre, pelo seu precioso auxílio no tratamento informático dos dados.

Ao Professor Doutor José Dias Curto, do Instituto Superior de Ciências do Trabalho e da Empresa - Instituto Universitário de Lisboa, pelos seus úteis conselhos em questões estatísticas/económicas.

Ao Professor Doutor João Leitão, da Universidade da Beira Interior, por numa fase inicial dos trabalhos ter permitido o acesso a bases de dados para pesquisa bibliográfica.

Ao Mestre Félix Bernardo, do Instituto Politécnico de Portalegre, à Professora Doutora Andreia Dionísio, da Universidade de Évora, ao Mestre Paulo Leite, do Instituto Politécnico do Cávado e do Ave, e ao Professor Daniel Müller, do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa, pelas sugestões e contactos proporcionados.

Ao Instituto Politécnico de Portalegre, por ter proporcionado as melhores condições possíveis para a realização desta investigação, nomeadamente através do programa PROTEC.

À minha colega e amiga, Mestre Hermelinda Carlos, pela sua ajuda em termos de imagem gráfica e pelo seu constante incentivo e partilha ao longo do tempo.

Aos meus pais, pela sua constante preocupação com o meu futuro.

À minha esposa, Esperança, pela sua compreensão em prescindir da minha presença, permitindo-me o tempo necessário para realizar este trabalho.

Aos meus “pequenos”, Tiago e Lara, por terem brincado muitas vezes sozinhos, não lhes prestando toda a atenção que mereciam.

Esta investigação resultou claramente beneficiada pela ausência de competição entre todos, pela concentração dos seus contributos, assim como pelo seu notável desempenho!

Apoio financeiro parcial:

Fundação para a Ciência e a Tecnologia

PROTEC

Ao meus pais, Esperança, Tiago e Lara

RESUMO

Competição, Concentração das Carteiras e Desempenho dos Fundos de Investimento Mobiliário de Ações na União Europeia

Este trabalho investiga, em diferentes cenários, o comportamento de competição/estratégico, o nível de concentração/diversificação das carteiras e o desempenho de Fundos de Investimento Mobiliário (FIM) de ações de sete países da União Europeia. Cada uma destas três vertentes é analisada através da aplicação, respetivamente, da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), do coeficiente de determinação, obtido através do Modelo de Mercado, e de vários modelos/medidas de avaliação do desempenho. Para analisar a relação entre estas três vertentes da indústria é proposta a utilização do *Spearman's Rank Correlation Coefficient*, de tabelas de contingência, bem como da metodologia de construção de carteiras.

O trabalho passa por quatro fases. Na primeira, é identificado comportamento estratégico entre os FIM da União Europeia, sendo o mesmo mais intenso entre os fundos da Bélgica, Espanha e Reino Unido. Este comportamento, com exceção do Reino Unido, mostra-se mais intenso entre os fundos novos e no período mais recente. A segunda fase mostra que os fundos belgas parecem ser os que mais concentram as carteiras e os fundos italianos os que mais as diversificam. Na terceira fase, os resultados indicam que, além do efeito relevante do *survivorship bias*, o desempenho dos FIM da União Europeia será neutro a negativo, tanto em termos de desempenho global como nas componentes de seletividade e *timing*. Este fraco desempenho parece que advém, essencialmente, dos fundos que têm um maior período de atividade e daqueles que possuem carteiras com um menor valor de ativos geridos. Entre os países estudados, a Bélgica será mesmo o que apresenta desempenho menos negativo dos fundos e a Itália o que evidencia o pior desempenho dos fundos. Na fase final da investigação, os resultados conduzem a duas ilações. Por um lado, há apenas uma ligeira evidência de que aquando do desenvolvimento do comportamento estratégico os gestores tendem a concentrar mais as carteiras e a obterem um melhor desempenho. Por outro, parece que serão os fundos/mercados com carteiras mais concentradas aqueles que tendem a obter um melhor desempenho. É ainda observado que os fundos mais concentrados num determinado período tendem a obter um melhor desempenho no período subsequente.

ABSTRACT

Competition, Portfolio Concentration and Performance of Equity Mutual Funds in the European Union

This dissertation investigates, in different settings, the competition/strategic behaviour, portfolio concentration/diversification levels and the performance of equity mutual funds from seven countries in the European Union. These three features are analysed by applying, respectively, the Brown, Harlow e Starks (1996) methodology, the coefficient of determination, obtained from the market model, and several performance evaluation models/measures. To study the relation among these three mutual fund industry aspects, we propose the use of Spearman's Rank Correlation Coefficient, contingency tables, as well as the portfolio construction methodology.

This research involves four stages. In the first stage, strategic behaviour among mutual funds from the European Union is identified. This behaviour is stronger among funds from Belgium, Spain and the United Kingdom. Furthermore, with the exception of United Kingdom, this behaviour is stronger in the most recent period and among young funds. In the second stage of this research, it is shown that Belgian funds seem to be those that exhibit more concentrated portfolios, whereas Italian funds are the most diversified portfolios. In the third stage, the results indicate that, besides the relevant effect of survivorship bias, the performance of equity mutual funds in the European Union is neutral to negative, both in terms of global performance as well as in its timing and selectivity components. This weak performance seems to be driven mainly from funds with a longer period of activity and from smaller funds. In terms of countries, funds in Belgium are those that show a less negative performance, whereas funds in Italy are those that exhibit the worst performance. In the final stage of the research, the results lead to two conclusions. On the one hand, there is only slight evidence that when there is strategic behaviour managers tend to concentrate their portfolios and obtain better performance. On the other hand, it seems funds/markets with more concentrated portfolios tend to obtain better performance. Moreover, the most concentrated funds in a certain period tend to obtain a better performance in the following period.

ÍNDICE

LISTA DE FIGURAS	xv
LISTA DE TABELAS	xvii
SIGLAS E ABREVIATURAS	xxi
CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO	1
1.1. Descrição da área de pesquisa e dos objetivos da mesma.....	1
1.2. Breve análise à indústria de fundos de investimento mobiliário	8
1.3. Plano de apresentação	18
CAPÍTULO 2 - REVISÃO DA LITERATURA	21
2.1. Introdução.....	21
2.2. Avaliação do desempenho.....	23
2.2.1. As medidas básicas e suas críticas	23
2.2.2. A avaliação do desempenho baseada na <i>Arbitrage Pricing Theory</i>	28
2.2.3. O <i>benchmark</i> e a análise de estilo	33
2.2.4. Seletividade e <i>timing</i>	39
2.2.5. Modelos condicionais de avaliação do desempenho	49
2.3. A competição na indústria de gestão de ativos financeiros.....	58
2.4. A concentração/diversificação das carteiras e o desempenho.....	77
2.5. Conclusões	87
CAPÍTULO 3 - METODOLOGIA	89
3.1. Introdução.....	89
3.2. Metodologia de avaliação do comportamento de competição/estratégico.....	90
3.3. Medidas de concentração/diversificação das carteiras	95
3.4. Modelos de avaliação do desempenho de carteiras	100
3.4.1. Modelos não condicionais	100
3.4.2. Modelos condicionais	104

3.4.3. Testes às premissas do modelo de regressão linear.....	107
3.5. Relação entre comportamento de competição/estratégico, concentração/diversificação das carteiras e desempenho	109
3.6. Conclusões	112
CAPÍTULO 4 – ANÁLISE EMPÍRICA NA UNIÃO EUROPEIA	115
4.1. Introdução.....	115
4.2. Descrição dos dados.....	116
4.2.1. Constituição e caracterização da amostra.....	116
4.2.2. Rendibilidade dos fundos de investimento	120
4.2.3. Rendibilidade do mercado	121
4.2.4. Rendibilidade do ativo sem risco	123
4.2.5. Fatores incluídos nos modelos multifatores.....	124
4.2.6. Variáveis de informação pública.....	127
4.2.7. Análise comparativa dos dados.....	130
4.2.8. Procedimento de estimação dos modelos	134
4.3. Análise do comportamento de competição/estratégico.....	135
4.4. Estudo da concentração/diversificação das carteiras	156
4.5. Avaliação do desempenho.....	168
4.5.1. Amostra global e <i>survivorship bias</i>	169
4.5.2. Subperíodos.....	192
4.5.3. Idade dos fundos - Fundos novos <i>versus</i> fundos antigos.....	208
4.5.4. Dimensão dos fundos - Fundos pequenos <i>versus</i> fundos grandes	224
4.5.5. Fases do mercado - “ <i>Bull market</i> ” <i>versus</i> “ <i>bear market</i> ”	239
4.6. Relação entre comportamento de competição/estratégico, concentração/diversificação das carteiras e desempenho	253
4.7. Conclusões	266
ANEXOS DO CAPÍTULO 4.....	271
Anexo 4.1. Número de fundos da amostra sobreviventes, novos e extintos, por país e por ano.....	271
Anexo 4.2. Evolução mensal do índice <i>MSCI World</i>	272

Anexo 4.3. Evolução mensal da <i>one-month eurodollar deposit rate</i> (taxa anual).....	272
Anexo 4.4. Evolução do valor mensal do fator SMB (taxa anual).....	273
Anexo 4.5. Evolução do valor mensal do fator HML (taxa anual).....	273
Anexo 4.6. Evolução do valor mensal do fator MOM (taxa anual).....	274
Anexo 4.7. Evolução do valor mensal das variáveis condicionais (taxa anual).....	274
Anexo 4.8. Testes às premissas do modelo de regressão linear – Modelos não condicionais.....	275
Anexo 4.9. Testes às premissas do modelo de regressão linear – Modelos condicionais.....	276
Anexo 4.10. Classificação do período amostral em fases de “ <i>bull market</i> ” e em fases de “ <i>bear market</i> ”.....	277
Anexo 4.11. Medida de Jensen não condicional – Estimativas a nível individual.....	278
Anexo 4.12. Medida de Jensen não condicional – Fundos extintos.....	278
Anexo 4.13. Medida de Jensen condicional – Estimativas a nível individual.....	279
Anexo 4.14. Medida de Jensen condicional – Fundos extintos.....	279
Anexo 4.15. Modelo de Carhart não condicional – Estimativas a nível individual.....	280
Anexo 4.16. Modelo de Carhart não condicional – Fundos extintos.....	280
Anexo 4.17. Modelo de Carhart condicional – Estimativas a nível individual.....	281
Anexo 4.18. Modelo de Carhart condicional – Fundos extintos.....	281
Anexo 4.19. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional – Estimativas a nível individual.....	282
Anexo 4.20. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional – Fundos extintos.....	282
Anexo 4.21. Modelo de Treynor e Mazuy condicional – Estimativas a nível individual.....	283
Anexo 4.22. Modelo de Treynor e Mazuy condicional – Fundos extintos.....	283
Anexo 4.23. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional – Estimativas a nível individual.....	284
Anexo 4.24. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional – Fundos extintos.....	284
Anexo 4.25. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional – Estimativas a nível individual.....	285
Anexo 4.26. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional – Fundos extintos.....	285

Anexo 4.27. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no subperíodo 1	286
Anexo 4.28. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no subperíodo 2	287
CAPÍTULO 5 - CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTURA INVESTIGAÇÃO	289
BIBLIOGRAFIA	297

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1. Evolução do número de FIM, por regiões, no mundo.....	10
Figura 1.2. Evolução do número de FIM, por país, na Europa	11
Figura 1.3. Evolução do valor gerido pelos FIM, por regiões, no mundo	11
Figura 1.4. Evolução do valor gerido pelos FIM, por país, na Europa.....	14
Figura 1.5. Evolução do peso do valor gerido pelos FIM, por categoria, no mundo e Europa.....	16
Figura 4.1. Constituição de seis carteiras baseadas na dimensão e no rácio <i>book-to-market</i> das ações - Metodologia de Fama e French (1993).....	125
Figura 4.2. Constituição de seis carteiras baseadas na dimensão e na rendibilidade das ações - Metodologia de Kenneth R. French.....	126

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1. Peso do valor gerido pelos FIM de ações, por país, na União Europeia (dezembro/2009).....	17
Tabela 4.1. Características da amostra.....	118
Tabela 4.2. Estatísticas das variáveis condicionais.....	129
Tabela 4.3. Estatísticas sumárias dos dados.....	131
Tabela 4.4. Comportamento de competição/estratégico no período global – Fundos sobreviventes e extintos.....	136
Tabela 4.5. Comportamento de competição/estratégico no período global – Fundos sobreviventes.....	140
Tabela 4.6. Comportamento de competição/estratégico no subperíodo 1.....	142
Tabela 4.7. Comportamento de competição/estratégico no subperíodo 2.....	143
Tabela 4.8. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos novos.....	145
Tabela 4.9. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos antigos.....	146
Tabela 4.10. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos pequenos.....	149
Tabela 4.11. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos grandes.....	150
Tabela 4.12. Comportamento de competição/estratégico em fases de “ <i>bull market</i> ”.....	152
Tabela 4.13. Comportamento de competição/estratégico em fases de “ <i>bear market</i> ”.....	153
Tabela 4.14. Concentração/diversificação das carteiras no período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes.....	158
Tabela 4.15. Concentração/diversificação das carteiras no subperíodo 1 e no subperíodo 2 ..	161
Tabela 4.16. Concentração/diversificação das carteiras dos fundos novos e dos fundos antigos.....	164
Tabela 4.17. Concentração/diversificação das carteiras dos fundos pequenos e dos fundos grandes.....	165
Tabela 4.18. Concentração/diversificação das carteiras em fases de “ <i>bull market</i> ” e em fases de “ <i>bear market</i> ”.....	167
Tabela 4.19. Medida de Jensen não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes.....	170

Tabela 4.20. Medida de Jensen condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	175
Tabela 4.21. Modelo de Carhart não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	177
Tabela 4.22. Modelo de Carhart condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	180
Tabela 4.23. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	182
Tabela 4.24. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	185
Tabela 4.25. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	187
Tabela 4.26. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes	190
Tabela 4.27. Medida de Jensen não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	194
Tabela 4.28. Medida de Jensen condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	196
Tabela 4.29. Modelo de Carhart não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	197
Tabela 4.30. Modelo de Carhart condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	199
Tabela 4.31. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	200
Tabela 4.32. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	202
Tabela 4.33. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	203
Tabela 4.34. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2	206
Tabela 4.35. Medida de Jensen não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos	210
Tabela 4.36. Medida de Jensen condicional para os fundos novos e para os fundos antigos	211

Tabela 4.37. Modelo de Carhart não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos	213
Tabela 4.38. Modelo de Carhart condicional para os fundos novos e para os fundos antigos	215
Tabela 4.39. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos.....	217
Tabela 4.40. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para os fundos novos e para os fundos antigos.....	218
Tabela 4.41. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos.....	220
Tabela 4.42. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para os fundos novos e para os fundos antigos	222
Tabela 4.43. Medida de Jensen não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes	225
Tabela 4.44. Medida de Jensen condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes	227
Tabela 4.45. Modelo de Carhart não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes.....	228
Tabela 4.46. Modelo de Carhart condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes	230
Tabela 4.47. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes	232
Tabela 4.48. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes.....	234
Tabela 4.49. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes	235
Tabela 4.50. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes.....	237
Tabela 4.51. Medida de Jensen não condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	240
Tabela 4.52. Medida de Jensen condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	242

Tabela 4.53. Modelo de Carhart não condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	243
Tabela 4.54. Modelo de Carhart condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	245
Tabela 4.55. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	247
Tabela 4.56. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	249
Tabela 4.57. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	250
Tabela 4.58. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para fases de “ <i>bull market</i> ” e para fases de “ <i>bear market</i> ”	252
Tabela 4.59. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no período global	255
Tabela 4.60. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no período global	258
Tabela 4.61. Modelo de Carhart não condicional para os fundos concentrados e para os fundos diversificados no período global	259
Tabela 4.62. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no subperíodo 1	261
Tabela 4.63. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no subperíodo 2	262
Tabela 4.64. Relação entre concentração das carteiras no subperíodo 1 e desempenho dos fundos no subperíodo 2	264
Tabela 4.65. Modelo de Carhart não condicional para os fundos concentrados e para os fundos diversificados no subperíodo 2, com base na classificação do subperíodo 1	265

SIGLAS E ABREVIATURAS

AMEX	<i>American Stock Exchange</i>
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CML	<i>Capital Market Line</i>
CPR	<i>Cross-Product Ratio</i>
EFAMA	<i>European Fund and Asset Management Association</i>
EPR	<i>Earnings Price Ratio</i>
FIM	Fundo(s) de Investimento Mobiliário
ICI	<i>Investment Company Institute</i>
ICIn	Índice de Concentração da Indústria
MSCI	<i>Morgan Stanley Capital International</i>
NASDAQ	<i>National Association of Securities Dealers Automated Quotations</i>
NBER	<i>National Bureau of Economic Research</i>
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PER	<i>Price Earnings Ratio</i>
pp.	página
RA	Rendibilidade Acumulada
RAR	Rácio de Ajustamento do Risco
SML	<i>Security Market Line</i>
UCITS	<i>Undertaking for Collective Investment in Transferable Securities</i>
USD	<i>United States Dollar</i>
v. g.	(<i>verbi gratia</i>) por exemplo

CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO

1.1. Descrição da área de pesquisa e dos objetivos da mesma

A indústria de gestão de ativos é um setor essencial para o crescimento económico. Ela permite a ligação entre os investidores que procuram um meio de poupança apropriado e as necessidades financeiras da economia real. Este setor tem assumido, nas duas últimas décadas, nos Estados Unidos da América e na Europa, uma importância crescente. A redução estrutural da inflação e das taxas de juro, o crescimento da riqueza mundial, o desenvolvimento, globalização e sofisticação dos mercados de capitais europeus, assim como o ciclo de privatizações executadas e o processo de reforma dos regimes de Segurança Social têm contribuído para o seu crescimento. Acrescente-se, ainda, os benefícios habituais que têm sido apresentados aos investidores por parte dos fundos de investimento relativamente a produtos financeiros alternativos. A gestão profissional e a diversificação são dos mais fortes, seguindo-se a elevada liquidez, o investimento e custos reduzidos, a supervisão, a transparência e o acesso a diversos mercados.

Apesar das suas vantagens, não devem ser negligenciados, particularmente, os custos envolvidos com a gestão destes produtos financeiros e os potenciais problemas de agência que os mesmos apresentam e que dificultam a conciliação dos interesses dos fundos/gestores com os dos investidores¹. Adicionalmente, nos últimos anos esta indústria tem vindo a apresentar características específicas, sendo que algumas delas são contrárias aos benefícios que estes produtos deviam apresentar. Bogle (2005) apresenta algumas dessas características: maior foco no marketing (capacidade de venda) do que na capacidade de gestão propriamente dita²; menor peso dos fundos diversificados e maior variedade de fundos com superior concentração

¹ Enquanto os fundos têm como principal interesse o aumento dos ativos sob gestão, o que lhes permite comissões mais elevadas, os investidores estão interessados em que os fundos obtenham um desempenho positivo e superior ao mercado.

² O estudo de Cooper, Gulen e Rau (2005) mostra que a mudança de nome dos fundos para uma designação mais apelativa para os investidores leva à entrada de novos capitais nos mesmos, mesmo mantendo as mesmas estratégias de investimento.

dos investimentos, mas paralelamente uma proliferação de fundos de índices; menor tempo de permanência dos gestores no cargo, com uma gestão mais flexível, mais empreendedora, com menor aversão ao risco e com objetivos mais voltados para o curto prazo; uma grande participação dos fundos no capital das empresas; custos elevados (gestão, marketing, *turnover*), apesar do aumento dos ativos sob gestão; e, um menor período de tempo em que os fundos são mantidos pelos investidores. Assim, por vezes, *“to improve their own earnings, managers put their own interests ahead of the interests of their fund shareholders”* (Bogle, 2005, pp. 22). Desta forma, a gestão destes produtos deve ser objeto de uma análise cuidadosa, que exige um maior conhecimento do funcionamento da indústria/fundos e uma melhor capacidade de seleção e avaliação dos mesmos.

De facto, a avaliação do desempenho dos fundos tem sido um dos temas com maior destaque na literatura financeira, dado ser relevante não só para os investidores, mas também para os gestores de carteiras, sociedades gestoras, governos e académicos. Para estes últimos, o teste da hipótese dos mercados eficientes constitui-se como a questão central nos seus trabalhos, como é exemplo a investigação recente de Prince e Bacon (2010). Se os gestores não obtiverem um desempenho anormal, dado que os títulos estarão corretamente avaliados, haverá evidência que suporta esta hipótese. Caso contrário, se forem obtidas rendibilidades anormais e persistentes, resultantes de vantagens informativas, ficará colocada em causa aquela hipótese. Note-se que a crescente integração dos mercados, aliada à maior velocidade de transmissão de informação, ao acréscimo de monitorização e à facilidade das transações, torna a tarefa de conseguir detetar imperfeições ou desequilíbrios nos mercados, tão difícil como aliciante!

Neste contexto, sendo o objetivo primordial do investimento a procura de valor, torna-se imperioso questionar se o mesmo foi acrescentado pelo gestor de carteiras e resultou das reais capacidades do gestor de fundos e não apenas de sorte. Os trabalhos de Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2008) e Barras, Scaillet e Wermers (2010) desenvolvem-se precisamente neste âmbito. Na realidade, a procura de medidas capazes de avaliar devidamente e comparar o desempenho de gestores de carteiras tem estimulado a literatura financeira desde há muito tempo.

As medidas básicas de avaliação do desempenho remontam a Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968). Apesar de bastante utilizadas, estas três medidas sofrem de importantes limitações. Entre as mais relevantes, salienta-se o facto de estas medidas apenas avaliarem o desempenho global, pelo que não demonstram como o mesmo foi conseguido. A questão do *benchmark* utilizado também tem sido apontada como um dos maiores problemas a estas medidas, em particular para as medidas de Treynor (1965) e Jensen (1968), dado que o melhor ou pior desempenho pode depender significativamente do padrão de comparação utilizado. A consideração de que a medida de risco é estável ao longo do tempo, o que claramente pode não se verificar, é também uma das grandes limitações destas medidas.

Face aos problemas identificados, outros desenvolvimentos têm surgido com o objetivo de contribuir para um aperfeiçoamento das medidas de avaliação do desempenho. Assim, a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) motiva a avaliação do desempenho através de múltiplos *benchmarks*. Adicionalmente, surgem novos modelos que permitem separar o desempenho global dos gestores nas capacidades de seleção de títulos e de previsão da evolução do mercado. De realçar, também, que os desenvolvimentos na área têm envolvido os modelos condicionais de avaliação do desempenho, onde é considerada a informação pública acerca do estado da economia existente no momento em que as rendibilidades são geradas.

Recentemente, e face às já referidas características atuais da indústria de fundos, a investigação tem-se centrado em novas questões, entre as quais se destacam o estudo da competição entre os fundos e o impacto que a concentração/diversificação das carteiras pode ter no desempenho dos mesmos. De facto, “*studying concentration³ and competition in the mutual fund industry is of paramount importance for several reasons*” (Ferreira e Ramos, 2009, pp. 3). Desde logo para a qualidade, variedade e custos dos produtos, passando pela compreensão do comportamento de alteração da volatilidade das carteiras em resposta à competição existente no setor ou na família de fundos, pelo que “*the competition in the mutual fund industry may therefore have far ranging and long lasting implications for the wealth of investors*” (Ramos, 2009, pp. 176), e chegando aos reguladores, particularmente no que diz respeito aos efeitos da competição no valor das comissões.

³ Os autores estudam a concentração da indústria e não a concentração das carteiras.

O estudo da competição⁴ entre fundos inicia-se com Brown, Harlow e Starks (1996), para o mercado americano. Os autores definem a hipótese de competição como aquela em que os fundos com pior desempenho a meio do ano tendem a aumentar mais o risco das suas carteiras na última parte do ano, de forma a alcançarem melhor desempenho no final do mesmo, e confirmam-na no seu estudo empírico. Busse (2001) também identifica esse comportamento, mas apenas para rendibilidades mensais. Schwarz (2008), ainda para o mercado americano, volta a apoiar a hipótese de competição. Chevalier e Ellison (1997) e Taylor (2003), contrariamente aos estudos anteriores, verificam que são os fundos com desempenhos superiores que têm mais incentivos para incrementarem o risco, sendo este fenómeno designado de comportamento estratégico. Posteriormente, Makarov (2008) critica a hipótese de competição de Brown, Harlow e Starks (1996) defendendo que, em equilíbrio, os fundos com melhor desempenho tendem a aumentar mais a volatilidade das suas carteiras do que os fundos com pior desempenho. Os resultados de estudos mais recentes, como os de Hallahan, Faff e Benson (2008) e Hallahan e Faff (2009), sobre fundos de pensões australianos, e o de Elton, Gruber, Blake, Krasny e Ozelge (2010), sobre fundos de ações americanos, mostram-se consistentes com os últimos trabalhos, ou seja, os fundos evidenciam comportamento estratégico. Acker e Duck (2006) desenvolvem, pela primeira vez, um estudo para o mercado europeu (Reino Unido), obtendo resultados consistentes com a existência de comportamento de competição. Contudo, posteriormente, para uma amostra diferente deste mesmo mercado, Jans e Otten (2008) não encontram comportamento de competição para o período global analisado. Recentemente, Romacho (2010), baseado em fundos de ações portugueses, identifica comportamento de competição para os fundos que investem no próprio país, mas ausência deste comportamento para os que investem na União Europeia e a nível mundial. Face à controvérsia em torno da hipótese de competição, à tendência mista dos resultados obtidos, e à escassez de estudos na União Europeia, parece existir claramente necessidade de investigação adicional, particularmente neste mercado.

Relativamente à diversificação das carteiras⁵, mesmo devendo ser esta uma das características intrínsecas dos fundos de investimento, só recentemente tem sido analisada a relação da

⁴ Interligados com os estudos da competição estão os estudos da entrada e saída de fluxos monetários de e para os fundos e a questão das comissões cobradas pelos mesmos.

⁵ Relacionadas com a concentração/diversificação das carteiras surgem os estudos da dimensão adequada dos fundos e da sua relação com o desempenho, assim como o “efeito distância” (efeito da seleção de ações que estão geograficamente mais próximas do gestor).

concentração/diversificação das carteiras com o seu desempenho. Os trabalhos existentes e mais direcionados a este nível, pelo conhecimento que se tem, são apenas os de Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005, 2007), de Sapp e Yan (2008), de Cremers e Petajisto (2009) e de Huij e Derwall (2011) para o mercado americano, o trabalho de Brands, Brown e Gallagher (2005) para o mercado australiano e o de Osório (2009) para o mercado português. Embora se comece a desenhar uma tendência, a qual aponta para uma relação positiva entre concentração e desempenho, há estudos e medidas que apontam em sentido contrário, pelo que esta relação carece de uma maior exploração tanto nos Estados Unidos da América como na União Europeia.

Uma outra lacuna identificada na literatura tem a ver com o reduzido número de estudos que analisam o desempenho dos fundos na União Europeia, especialmente comparada com a vasta investigação realizada no mercado de referência (Estados Unidos da América). Apesar de nos últimos anos este mercado se ter desenvolvido substancialmente, tanto a nível do número de fundos como dos montantes sob gestão, os estudos sobre este mercado são, de facto, ainda reduzidos, especialmente se considerarmos aqueles que efetuam uma análise comparativa de vários mercados europeus. Neste âmbito, pelo conhecimento que se tem, apenas existem os de Grünbichler e Pleschiutchnig (1999), Otten e Bams (2002), Otten e Schweitzer (2002), Ferreira, Miguel e Ramos (2007) e Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2010) sobre fundos de ações, o de Silva, Cortez e Armada (2003) sobre fundos de obrigações, os de Kreander, Gray, Power e Sinclair (2005), Cortez, Silva e Areal (2009) e Cortez, Silva e Areal (*forthcoming*) sobre fundos socialmente responsáveis e o de Bauer, Koedijk e Otten (2005) que compara o desempenho dos fundos convencionais com o dos fundos socialmente responsáveis.

Pretende-se, com o presente trabalho, suprir parte das lacunas agora identificadas, contribuindo para um conhecimento acrescido do comportamento da indústria de Fundos de Investimento Mobiliário (FIM), particularmente na União Europeia. Assim, com base numa amostra de FIM de ações globais de sete países da União Europeia, utilizando-se vários modelos e diferentes cenários, estabelecem-se quatro objetivos globais para esta investigação: primeiro, investigar o comportamento de competição/estratégico entre os fundos de investimento na União Europeia; segundo, estudar os níveis de concentração/diversificação

das carteiras dos fundos de investimento; terceiro, avaliar o desempenho dos fundos de investimento; e, por último, analisar a relação entre estas três vertentes.

De referir que a utilização da amostra definida justifica-se por três motivos. Primeiro, os fundos de ações são, entre as várias categorias de fundos, os mais relevantes em termos de valores geridos, tanto a nível mundial como europeu. Adicionalmente, esta categoria de fundos permite aferir com maior rigor o comportamento dos gestores. Segundo, o forte crescimento, pela Europa, na primeira década do século XXI, do valor gerido pelos FIM (65%) face aos Estados Unidos da América, os quais crescem apenas 14%, motiva o estudo daquele mercado. Terceiro, a escolha de fundos globais justifica-se pela maior globalização e integração das economias e mercados financeiros mundiais nas duas últimas décadas, assim como pelo facto de todos os fundos da amostra terem o mesmo universo de investimento, permitindo comparações mais fiáveis entre os países.

Constituem, adicionalmente, objetivos específicos deste trabalho, os seguintes: estudar o comportamento de competição/estratégico em vários países, identificando os cenários mais favoráveis ao desenvolvimento do mesmo; avaliar o nível de concentração das carteiras nos vários países e a sua relação com o risco assumido pelos gestores; avaliar, a nível geral da União Europeia, o desempenho global dos fundos, assim como as suas capacidades de seleção de títulos (seletividade) e de previsão da evolução do mercado (*timing*); comparar o desempenho obtido entre vários cenários; compreender o comportamento dos gestores na gestão das suas carteiras, quanto à especialização em seletividade ou *timing* e estratégias adotadas; identificar os países com melhor e pior desempenho, assim como os fatores/cenários que mais contribuem para esse mesmo desempenho; estudar os efeitos no poder explicativo dos modelos e no desempenho indicado pelos mesmos, da introdução da condicionalidade e da utilização de modelos multifatores; e, averiguar se existe relação entre o grau de concentração/diversificação das carteiras num período e o seu desempenho no período seguinte.

Face à amostra selecionada e aos objetivos estabelecidos, esta investigação contribuirá a diferentes níveis para a literatura. Desde logo, será o primeiro estudo a analisar, conjuntamente, o comportamento de competição/estratégico, a concentração/diversificação

das carteiras e o desempenho das mesmas. Em termos do estudo do comportamento de competição/estratégico, será o primeiro trabalho, a nível mundial, a fazê-lo para indústrias de fundos de diferentes países e para FIM de ações globais. Excetuando o Reino Unido, será também o primeiro estudo a analisar este comportamento em cada um dos países da amostra, utilizando-se para o efeito a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996). Em termos do estudo dos níveis de concentração/diversificação das carteiras, será também o primeiro, a nível mundial, a comparar os resultados de diferentes países. Para o efeito é usando o coeficiente de determinação resultante do Modelo de Mercado, o qual é defendido por Cresson (2002). A nível do desempenho, e de acordo com o anteriormente referido, será dos poucos estudos que utiliza diferentes mercados da União Europeia para avaliar e comparar o desempenho de FIM de ações (pelo conhecimento que se tem, será apenas o sexto!). O desempenho é avaliado através de várias medidas/modelos (oito), a saber: a medida de Jensen (1968), o modelo de Carhart (1997), assim como o modelo de Treynor e Mazuy (1966), este tanto no contexto do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) como no da APT, sendo, adicionalmente, todas as medidas/modelos formulados com inclusão da informação pública, no âmbito da abordagem de Ferson e Schadt (1996). Desta forma é possível avaliar o desempenho global, as capacidades de seletividade e *timing* e os estilos de gestão, assim como analisar o efeito da inclusão da condicionalidade nos modelos, testando-se igualmente a robustez dos resultados obtidos pelos mesmos.

Esta investigação aprofunda ainda cada uma das três vertentes, através da utilização de diferentes cenários. Assim, é analisado o efeito de *survivorship bias*, são utilizados diferentes períodos temporais (período global e vários subperíodos, entre os quais, fases de subida e fases de descida do mercado) e são estudados os fundos em função das suas características: idade dos fundos (fundos novos *versus* fundos antigos) e dimensão das carteiras dos fundos (fundos pequenos *versus* fundos grandes).

Quanto à relação entre as três vertentes, este trabalho será pioneiro no estudo da relação entre o comportamento de competição/estratégico e o nível de concentração/diversificação das carteiras e daquele com o desempenho obtido pelos fundos. Dado que o estudo da relação entre a concentração/diversificação das carteiras e o seu desempenho é um tema bastante recente de investigação, o presente trabalho será o primeiro a analisar esta relação para a

indústria de fundos de diferentes países. Refira-se que, com exceção da Itália⁶, esta relação nunca havia sido estudada nos restantes seis países da amostra. Este trabalho é ainda precursor ao procurar inferir se o nível de concentração/diversificação das carteiras pode ser um indicador do futuro desempenho dos fundos.

1.2. Breve análise à indústria de fundos de investimento mobiliário

O primeiro FIM aberto é criado em Boston, nos Estados Unidos da América, em 1924. No entanto, como referido por Fernando, Klapper, Sulla e Vittas (2003), as primeiras décadas não são favoráveis a esta indústria. Durante os anos vinte estes produtos tiveram um conturbado crescimento, tendo sofrido o maior revés devido à sua deficiente gestão e existência de fraudes, assim como ao *crash* do mercado acionista de 1929. Entre 1930 e 1970 a indústria cresce relativamente pouco, embora com um interesse acrescido pelos fundos de ações durante o *boom* do mercado acionista do início e meio dos anos sessenta. Contudo, este cenário é invertido nos anos setenta com a crise petrolífera e o fraco desempenho dos mercados de ações. O crescimento destes produtos apenas é retomado nos anos oitenta com o desempenho macroeconómico e o início da recuperação do mercado acionista, apesar do mesmo não ser deslumbrante até ao final desta década.

A partir do início dos anos noventa, inicia-se um verdadeiro desenvolvimento desta indústria, com os investidores a canalizarem bastante os seus investimentos para os FIM. Fernando, Klapper, Sulla e Vittas (2003), ao analisarem com maior acuidade a indústria a nível mundial durante esta década, apontam os principais fatores que contribuem para o seu forte crescimento. Estes fatores são: a crescente globalização financeira, através da expansão da presença dos grupos financeiros internacionais num grande número de países; o forte crescimento/rendimento dos mercados de ações e obrigações durante este período; e, ainda, o surgimento de novos fundos de investimento que vão de encontro às necessidades dos investidores. Os autores referem ainda que, para o desenvolvimento desta indústria, muito

⁶ Sobre este mercado veja-se o trabalho de Carretta e Mattarocci (2005).

contribuiu a existência de estruturas reguladoras robustas e efetivas e mercados financeiros desenvolvidos. Na realidade, a integridade, liquidez e eficiência dos mercados contribuem para um maior nível de confiança dos investidores. Estes autores identificam, ainda, os fatores que influenciam a aceitação destes produtos financeiros pelos investidores. Dois dos mais importantes são o nível de rendimento e riqueza dos residentes de um país⁷ e a disponibilidade ou não de produtos substitutos ou complementares. Outros fatores são as restrições dos investimentos dos fundos de pensões e das companhias seguradoras, o rendimento e volatilidade dos fundos de investimento e de investimentos alternativos, o avanço tecnológico (que contribui para a diminuição dos custos de funcionamento das instituições e para o aumento do número de transações) e, por último, a existência de uma estrutura que permita a colocação dos fundos de investimento junto dos investidores estrangeiros.

Khorana, Servaes e Tufano (2005), num estudo abrangendo 56 países, para a segunda metade dos anos noventa e início do século XXI, também identificam os fatores que contribuem para o desenvolvimento desta indústria, tendo obtido conclusões consistentes com as de Fernando, Klapper, Sulla e Vittas (2003). Assim, estes autores concluem que “*countries that more vigilantly protect fund shareholder’s interests have larger industries*” (Khorana, Servaes e Tufano, 2005, pp. 178), nomeadamente, através de regras, leis e regulamentos mais sólidos. Os autores observam também que o mercado destes produtos sai favorecido em países mais ricos, com níveis de educação superiores, onde a indústria é mais antiga, onde os custos de transação são mais baixos, onde os planos de pensões têm um mercado mais ativo, onde a internet tem um nível de penetração superior e onde as barreiras à entrada são inferiores⁸. Os resultados destes autores mostram, assim, que os fundos de investimento têm claramente tendência em prosperar em economias mais desenvolvidas.

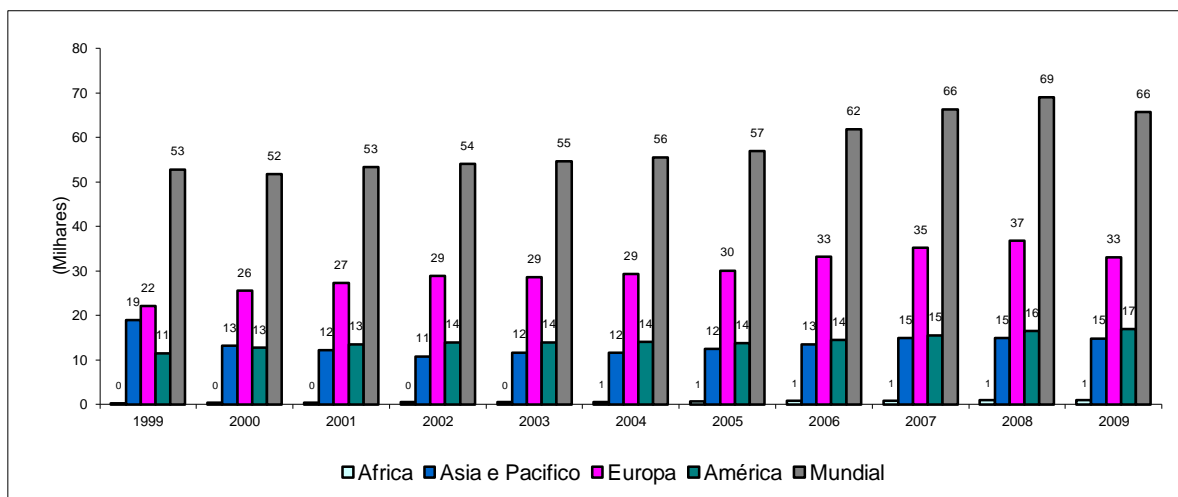
Na primeira década do século XXI continua a assistir-se a um crescimento desta indústria, embora a um ritmo inferior ao da década anterior. Na figura 1.1 é possível observar-se o crescimento do número de FIM a nível mundial, pelas principais regiões. No ano de 2009 havia 65.735 FIM no mundo, correspondendo a um crescimento de 25% desde o início do

⁷ Apesar destas conclusões, os autores nem sempre identificam uma relação positiva entre o rendimento *per capita* (habitualmente usado como indicador da riqueza) e a posse de fundos de investimento.

⁸ Estes efeitos positivos são mais relevantes para os fundos de ações, os quais tendem a atrair e a exigir investidores com mais conhecimentos.

século. A Ásia e Pacífico têm vindo a aproximar-se da América com o final da década, sendo a Coreia do Sul (59%) e os Estados Unidos da América (45%), respetivamente, os países com maior peso nestas regiões. No entanto, a região com maior número de FIM na década e com um grande crescimento (50%) é a Europa, chegando a 2009 com 33.054 FIM, dos quais cerca de 94% correspondem à União Europeia. Citando Zheng (1999), “*due to the great number in existence, evaluating managers’ performance and selecting funds with relatively high risk-adjusted returns can be an especially difficult and challenging task*” (Zheng, 1999, pp. 901), pelo que estas tarefas são cada vez mais importantes!

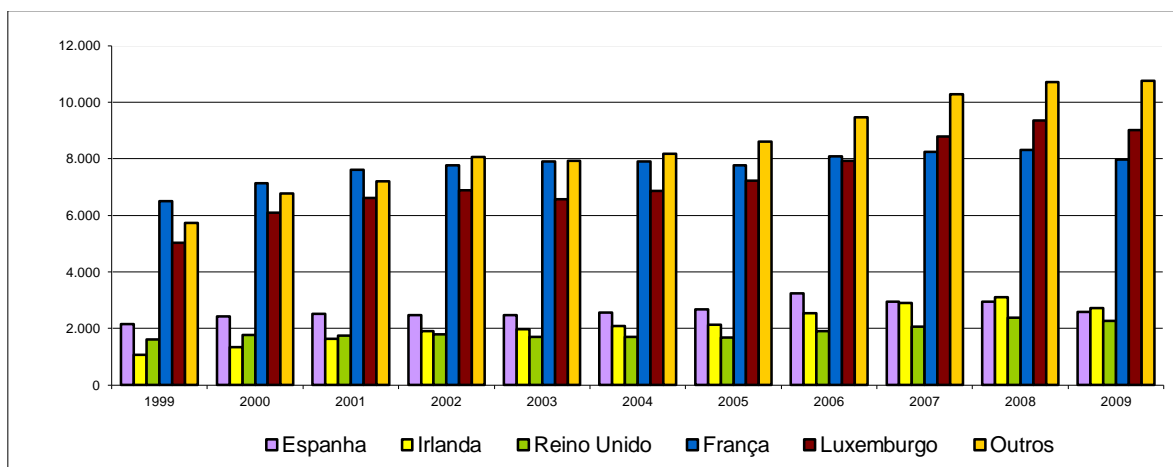
Figura 1.1. Evolução do número de FIM, por regiões, no mundo



Fonte: *Investment Company Institute (ICI)*

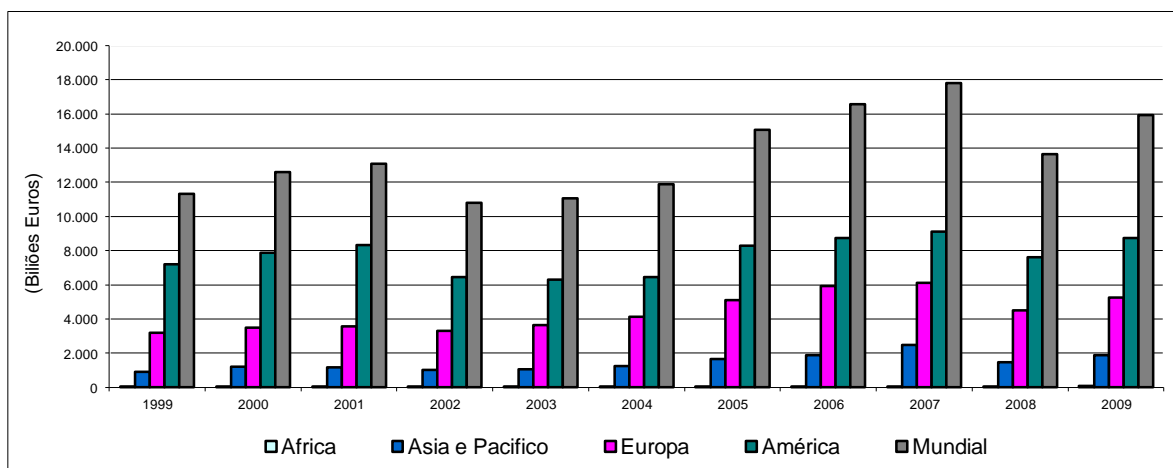
Centrando a análise a nível europeu, pode verificar-se, na figura 1.2, que os países com maior número de FIM são, destacadamente, o Luxemburgo⁹ (9017) e a França (7982), representando em conjunto 48% dos FIM europeus existentes em 2009. O aumento do número de FIM foi, respetivamente, de 80% e 23%, relativamente a 1999. Verifica-se ainda que estes dois países mantêm esta posição de liderança desde há muitos anos. Com números bastante mais reduzidos de fundos seguem-se a Irlanda⁹, a Espanha e o Reino Unido com 2721, 2588 e 2266 fundos, respetivamente.

⁹ Note-se que dado os importantes mercados de fundos *offshore* neste país, os resultados devem ser analisados com a devida precaução. *Offshore* diz-se de um estabelecimento bancário instalado no estrangeiro e que não está sujeito à legislação nacional do país da sede (Santos, 1997).

Figura 1.2. Evolução do número de FIM, por país, na Europa

Fonte: ICI

Note-se que o indicador mais relevante para avaliar a importância da indústria deve ser o valor gerido dos ativos pelos FIM em detrimento do seu número. Assim, nas figuras 1.3 e 1.4 é apresentada a evolução do valor gerido, por regiões, no mundo e, por país, na Europa pelos FIM, respetivamente.

Figura 1.3. Evolução do valor gerido pelos FIM, por regiões, no mundo

Fonte: ICI e *European Fund and Asset Management Association (EFAMA)*

Na figura 1.3 verifica-se que o crescimento já referido da década de noventa prolonga-se até 2001, ano em que o valor total gerido a nível mundial atinge os 13.073.365 milhões de euros. Em 2002 há uma redução de 17%, provocada pelo arrefecimento do crescimento das

economias mais desenvolvidas a nível europeu e mundial, em que algumas registam indícios de estagnação e mesmo de recessão.

Desde 2002 até 2007 há um crescimento bastante acentuado (65%) dos montantes geridos pelos FIM mundiais, suportado no crescimento económico dos países desenvolvidos, em taxas de juro baixas e nos comportamentos bastante positivos dos mercados bolsistas. Os países mais desenvolvidos beneficiam também da existência de produtos mais sofisticados (ex: fundos socialmente responsáveis, *hedge funds*, etc), maior peso dos fundos de ações, maior internacionalização e maior competição (Ramos, 2009).

No entanto, desde o segundo semestre de 2007 que uma série de fatores provocam uma forte quebra na indústria de gestão de ativos a nível mundial. Esta quebra tem início no segundo semestre de 2007 e é despoletada, nos Estados Unidos da América, pela crise do *subprime*. As consequências desta crise extravasam o universo financeiro, atingindo a economia real e condicionaram fortemente o crescimento das principais economias mundiais. Fatores como o colapso ou quase de grandes instituições financeiras ou ainda alguns escândalos financeiros, como o protagonizado por Bernard Madoff, a crise no mercado do crédito e as dificuldades das instituições financeiras, afetam a confiança nos mercados financeiros, provocando grande instabilidade e perdas avultadas nos mesmos. Neste contexto, a indústria de gestão de ativos sofreu, em 2008, uma quebra de 23% a nível mundial. No ano seguinte assiste-se à recuperação desta indústria com um crescimento mundial, relativamente ao ano anterior, de 17%.

Repare-se que, se em termos do número de FIM a Europa se apresenta, claramente, como o mercado mais relevante, seguida pela América e pela Ásia e Pacífico, em termos dos valores geridos a situação altera-se claramente. A figura 1.3 mostra que a América é a região preponderante, representando 55% dos ativos geridos a nível mundial, no ano de 2009. Nesta região destacam-se claramente os Estados Unidos da América, onde os FIM representam 48% dos valores geridos em todo o mundo, no mesmo ano. Apesar desta supremacia, ao longo dos anos a Europa tem reduzido a sua diferença relativamente a este país. Note-se que em 1999, o mercado Europeu representa apenas 28% e os Estados Unidos da América 60% do mercado mundial, ao passo que em 2009 os valores são de 33% e 48%, respetivamente. De facto, de

1999 a 2009, enquanto a Europa cresce 65% os Estados Unidos da América crescem apenas 14%!

Dada a crescente importância do mercado europeu nas duas últimas décadas, alguns autores têm dedicado as suas investigações a comparar as características deste mercado com o mercado de referência, os Estados Unidos da América.

Assim, ainda na década de noventa, Otten e Schweitzer (2002), com base em dados de 1997, identificam níveis de concentração¹⁰ da indústria baixos e semelhantes entre a Europa e os Estados Unidos da América, sendo no entanto a indústria mais concentrada a nível individual nos países europeus. Baseando-se no nível de concentração, os autores inferem que o nível de competição entre as sociedades gestoras é aproximadamente o mesmo nas duas regiões.

No entanto, na primeira década do século XXI, o estudo de Ramos (2009), já anteriormente referido, mostra que a Europa apresenta os maiores níveis de concentração¹¹ e competição¹² da indústria comparativamente aos Estados Unidos da América e Ásia. Esta maior competição parece contribuir para o crescimento da indústria, tendo sido também favorecida pela criação dos *Undertaking for Collective Investment in Transferable Securities (UCITS)*¹³, os quais podem ser comercializados em todos os países da União Europeia. Um dado algo curioso é ainda observado: apesar da Europa apresentar o maior número de sociedades gestoras por milhão de habitantes, *“the high level of competition is not reflected in charges, as the annual average mutual fund charge in European and Asian countries is twice that of the USA”* (Ramos, 2009, pp. 147).

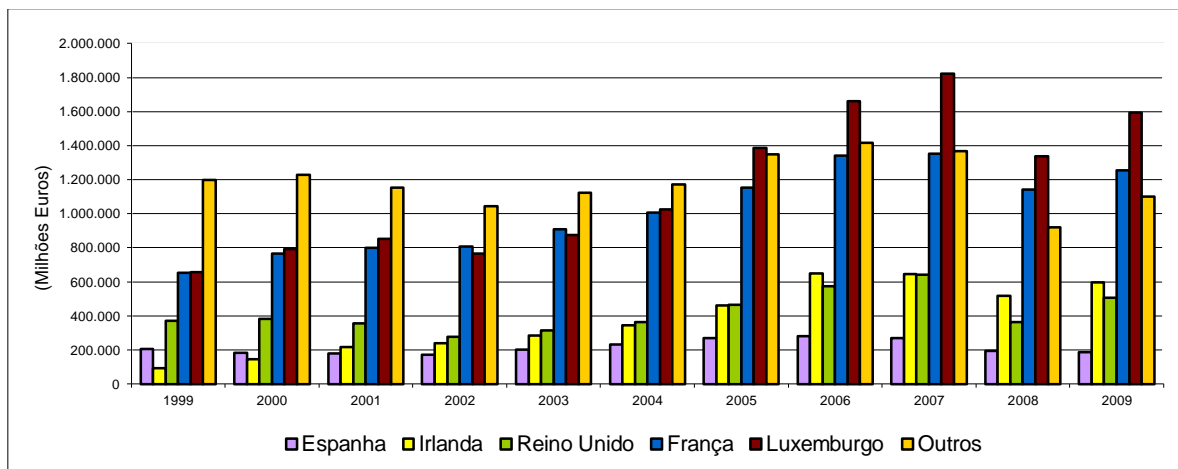
O crescimento bastante acentuado do mercado europeu na última década pode ser suportado pela análise da evolução dos ativos geridos pelos seus diferentes países. Na figura 1.4 são apresentados os cinco países com maiores valores geridos a nível europeu, representando 79% da indústria em 2009.

¹⁰ É usada como medida de concentração a quota de mercado das cinco maiores sociedades gestoras. Quanto maior esta quota, maior tenderá a ser a concentração da indústria.

¹¹ O autor usa a mesma medida de Otten e Schweitzer (2002).

¹² O autor usa várias medidas: o número de sociedades gestoras por milhão de habitantes; o número de novos fundos relativamente aos já existentes; o número de novos fundos por milhão de habitantes; e, o número de novas sociedades gestoras por milhão de habitantes. Quanto maior estes rácios, maior tenderá a ser o nível de competição.

¹³ Designa um FIM que cumpre as disposições da Diretiva N.º 85/611/CE, de 20 de outubro de 1985.

Figura 1.4. Evolução do valor gerido pelos FIM, por país, na Europa

Fonte: EFAMA

Excetuando a Espanha, os países representados na figura 1.4 foram os que mais contribuíram para o crescimento da indústria europeia e para o aumento do seu peso no mundo. Note-se que durante o período de 1999 a 2007, a Irlanda quase septuplica, o Luxemburgo quase triplica, a França duplica e o Reino Unido aumenta 72% os montantes geridos¹⁴. Em consonância, e à semelhança do observado relativamente ao número de fundos por país na Europa (figura 1.2), também os valores geridos confirmam que o Luxemburgo e a França têm dominado a indústria Europeia ao longo dos anos, com valores de 1.592.372 milhões de euros e 1.253.395 milhões de euros, respetivamente, para o ano de 2009. Em termos de relevância, o Reino Unido tem assumido a terceira posição ao longo do tempo. No entanto, dado o crescimento bastante grande da Irlanda nos últimos anos, a mesma ultrapassa, a partir de 2006, o Reino Unido em termos de valores geridos. Note-se que se não forem considerados os valores para o Luxemburgo e Irlanda, pelos motivos já referidos, os países com mercados mais dinâmicos atualmente são a França (24%), Reino Unido (10%), Espanha (4%), Itália (4%) e Alemanha (4%) que, em conjunto, representam quase metade da indústria na União Europeia e na Europa. Os motivos para a queda acentuada dos valores geridos durante o ano de 2008, em todos os países, foram já referidos anteriormente aquando da análise da indústria mundial, tendo a recuperação tido início no ano seguinte.

¹⁴ Durante o mesmo período houve países europeus com crescimentos extremamente elevados, como é o caso da Polónia e da Rússia. Tal facto deve-se ao mercado incipiente que os mesmos tinham em 1999, o que lhes permitiu taxas de crescimento “anormais”. No entanto, esses países mantêm ainda um peso insignificante em termos europeus.

Além do número de fundos e dos montantes geridos, é importante conhecer o peso das aplicações das principais categorias de FIM, assim como a sua evolução.

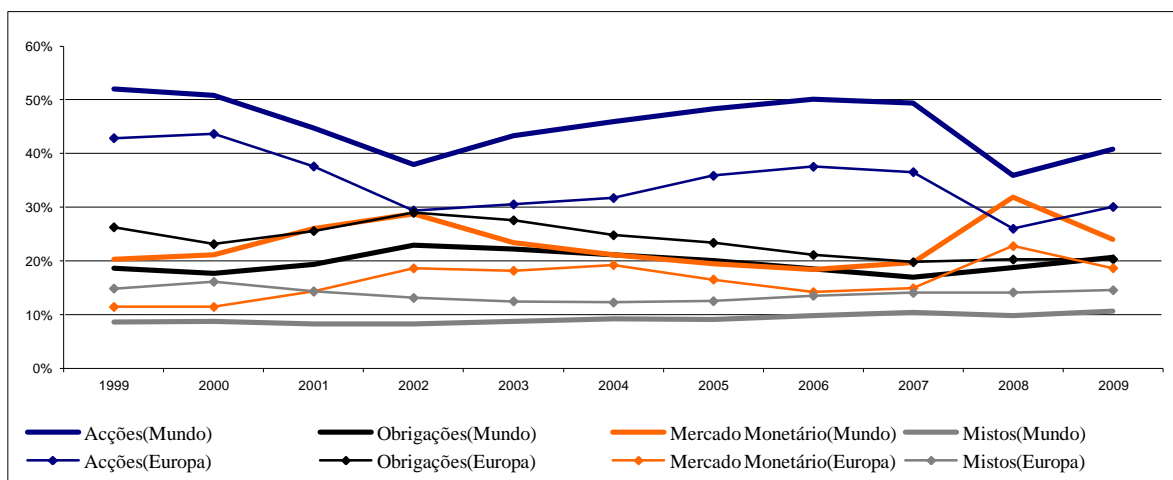
A década de noventa, a nível mundial, fortemente influenciada pelos Estados Unidos da América, é dominada pelos fundos de ações, seguida pelos fundos de obrigações. Contrariamente, na Europa predominam os fundos do mercado monetário e de obrigações. Estes últimos apresentam em 1990, e relativamente ao valor total gerido pelos FIM, um peso de cerca de 38%, ao passo que os fundos de ações apenas representam 12% desse valor (EFAMA)¹⁵. A tendência para um maior peso dos fundos de obrigações na Europa relativamente aos fundos de ações é justificada por “*a different equity culture, strong presence of banks and a different pension system*” (Otten e Bams, 2002, pp. 78). No entanto, ao longo da década a tendência altera-se progressivamente, pelo que os fundos de ações na Europa aproximam-se e ultrapassam mesmo os fundos de obrigações. Assim, no final de 1998 o peso dos primeiros é de 40% e dos segundos de 31% (EFAMA). Este aumento do peso dos fundos de ações deve-se, essencialmente, ao desenvolvimento dos mercados de capitais europeus, tendo aquele sido efetuado por contrapartida da diminuição do peso dos fundos do mercado monetário.

Através da observação da figura 1.5, verifica-se que a tendência da década de noventa continua e estabiliza na primeira década do século XXI. De facto, a nível mundial, os fundos de ações continuam a predominar, com pesos dos valores geridos a oscilar entre os 40% e os 50%, sendo que os fundos de obrigações mantêm um peso de cerca de 20%.

A nível europeu, assiste-se à diminuição continuada do peso dos valores geridos nos fundos de obrigações (excluindo o período de 2000 a 2002) por contrapartida do aumento do peso dos fundos de ações. De facto, em 2007, os primeiros apresentam 20% dos valores geridos e os segundos 37%.

¹⁵ Note-se que o reduzido peso dos fundos de ações na Europa seria ainda menor caso não estivesse considerado o mercado do Reino Unido, o qual possui um peso bastante elevado dos montantes geridos nos fundos desta categoria, como se verá à frente.

Figura 1.5. Evolução do peso do valor gerido pelos FIM, por categoria, no mundo e Europa



Fonte: ICI e EFAMA

Em 2008, a nível mundial e europeu, o peso dos fundos de ações e dos fundos do mercado monetário aproximam-se significativamente. Tal mostra que, com a crise financeira já anteriormente referida, os investidores efetuam uma realocação de ativos dos FIM mais arriscados para os menos incertos, protegendo os seus investimentos. Uma situação semelhante, embora de uma forma menos acentuada, aconteceu de 2000 a 2002, em que os mercados bolsistas de ações se ressentiram da diminuição do crescimento das principais economias mundiais.

Os fundos mistos são os que têm recebido menor capital por parte dos investidores ao longo desta década, tanto a nível mundial como europeu, com pesos médios dos montantes geridos de 9% e 14%, respetivamente.

Pela figura 1.5 fica claro a predominância dos fundos de ações tanto a nível mundial como europeu. Assim, e dado que o presente trabalho irá analisar os FIM de ações na União Europeia, apresenta-se na tabela 1.1 o peso do valor gerido por estes fundos, por país, tendo como referência temporal o final do ano de 2009.

Tabela 1.1. Peso do valor gerido pelos FIM de ações, por país, na União Europeia (dezembro/2009)¹⁶

	Valor (milhões euros)	Peso na União Europeia (1)	Peso no país (2)	(3)=(1)*(2)
Alemanha	101.416	7%	46%	3,1%
Bélgica	44.470	3%	60%	1,8%
Dinamarca	23.637	2%	41%	0,6%
Eslovénia	1.128	0,1%	62%	0,0%
Espanha	51.142	3%	27%	0,9%
França	322.763	21%	26%	5,5%
Itália	26.944	2%	14%	0,2%
Luxemburgo	495.960	33%	31%	10,2%
Reino Unido	320.699	21%	63%	13,5%
Suécia	81.006	5%	69%	3,7%
Outros*	39.900	3%	5%	0,1%
União Europeia	1.509.065	100%		
Europa	1.574.606			

* Áustria, Bulgária, Eslováquia, Finlândia, Grécia, Hungria, Polónia, Portugal, República Checa e Roménia

Fonte: EFAMA

No que diz respeito ao peso dos países da União Europeia, estes apresentam um valor (96%) largamente representativo do montante total gerido pelos FIM de ações da Europa (1.574.606 milhões de euros). Em termos de peso na indústria europeia (e excluindo o Luxemburgo), o Reino Unido e a França, com 21% cada, são os mercados mais relevantes. Seguem-se, a Alemanha (7%), a Suécia (5%), a Espanha (3%) e a Bélgica (3%). Desta forma, estes seis países representam 60% dos ativos geridos nos FIM de ações na União Europeia e 59% da Europa.

Um outro aspeto interessante de analisar é o peso relativo dos FIM de ações na indústria de cada país, o qual mostra a apetência dos investidores desse país em aderirem a este tipo de fundos em detrimento dos restantes. A este nível, os mercados da Suécia e do Reino Unido surgem como os mais dinâmicos, onde o valor gerido pelos seus FIM de ações representam, respetivamente, 69% e 63% do total gerido pelos FIM no país. Neste aspeto, seguem-se a Eslovénia com 62% e a Bélgica com 60%. Repare-se que, como vimos nas análises anteriores desta secção, apesar da França apresentar um peso bastante elevado no que diz respeito ao número total de FIM (figura 1.2) e aos montantes geridos dos mesmos (figura 1.4), o peso relativo no país dos FIM de ações é relativamente reduzido, sendo de apenas 26%. Tal

¹⁶ O Chipre, Estónia, Holanda, Irlanda, Letónia, Lituânia e Malta não estão incluídos por ausência de dados.

justifica-se pelo peso elevado que outros FIM têm no mercado doméstico, como sejam os FIM do mercado monetário, com valores de quase 40% em 2009 (EFAMA). Contrariamente a esta situação estão países em que o peso dos seus FIM de ações a nível europeu é reduzido, no entanto apresentam um forte peso dos mesmos a nível doméstico. É o caso da Eslovénia, da Bélgica e da Suécia.

Finalmente, e conciliando as informações da tabela 1.1, peso dos FIM de ações do país na União Europeia e dos mesmos a nível doméstico, facilmente se conclui que o Reino Unido é o mercado mais importante neste espaço europeu (ver última coluna da tabela 1.1). Este país supera mesmo o Luxemburgo, que é o segundo mais relevante, apesar do seu caso particular. Seguem-se a França, Suécia e Alemanha como os países mais ativos em termos de captação de investimento para esta categoria de fundos.

1.3. Plano de apresentação

Esta investigação está organizada em cinco capítulos. No capítulo 2 é efetuada a revisão da literatura, a qual é dividida em três partes, correspondentes às vertentes analisadas neste trabalho. Na primeira parte são apresentadas e discutidas as principais medidas e modelos de avaliação de desempenho de fundos de investimento, assim como os desenvolvimentos que têm surgido no sentido de permitirem o seu aperfeiçoamento. Na segunda parte é desenvolvida uma das questões emergentes na área dos fundos de investimento, a competição entre os mesmos, tendo como assuntos associados os fluxos monetários e as comissões dos fundos. Na terceira parte é discutida outra questão emergente, o estudo do efeito da concentração/diversificação das carteiras destes produtos no seu desempenho, tendo como assuntos conexos a dimensão das carteiras dos fundos e a sua relação com o desempenho.

No capítulo 3 são apresentados, em termos teóricos, a metodologia e os modelos usados no capítulo seguinte. É descrita a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) para avaliar o nível de competição. São expostas medidas alternativas que permitem quantificar o grau de

concentração/diversificação das carteiras, sendo proposta a avaliada por Cresson (2002). De forma a ser avaliado o desempenho dos fundos são depois descritos os modelos de Jensen (1968) e de Carhart (1997), assim como o de Treynor e Mazuy (1966) tanto no contexto do CAPM como no da APT. Todos estes modelos são apresentados com e sem inclusão de variáveis de informação pública, a qual é proposta por Ferson e Schadt (1996). É, ainda, apresentado o *Spearman's Rank Correlation Coefficient* para análise da relação entre as três vertentes anteriores (competição, concentração das carteiras e desempenho). Adicionalmente, para análise da relação entre a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho dos fundos, são indicadas as metodologias a seguir na elaboração de tabelas de contingência e de construção de carteiras.

No capítulo 4 são apresentados os dados utilizados neste estudo e os resultados obtidos pela aplicação dos modelos anteriores. Os resultados são analisados em diferentes cenários, comparados entre si, e ainda, sempre que possível, discutidos e comparados com outras investigações. No final são descritas as principais conclusões obtidas no trabalho empírico.

Por último, no capítulo 5 são apresentadas as principais conclusões obtidas pela realização deste trabalho, assim como as suas limitações. São, ainda, apontadas linhas de investigação futuras, as quais surgem como um possível desenvolvimento do mesmo.

CAPÍTULO 2 - REVISÃO DA LITERATURA

2.1. Introdução

Desde há muito tempo que a literatura financeira se tem interessado em avaliar as capacidades dos gestores de fundos de investimento. Por um lado porque a capacidade e o desempenho superior, por definição, contradizem a hipótese de mercados eficientes, por outro, porque há uma necessidade grande de justificar a existência da gestão ativa e as comissões cobradas pelos gestores. Acrescente-se que num mundo globalizado, com uma maior circulação de informação e com investidores mais exigentes, cada vez mais *“the sophisticated clientele directs its money to funds based on performance”* (Gruber, 1996, pp. 807), em vez de influenciados pela publicidade ou pela opinião de terceiros, ou outros fatores. Assim, *“risk and performance measurement is an active area for academic research and continues to be of vital interest to investors who need to make informed decisions and to mutual fund managers whose compensation is tied to fund performance”* (Simons, 1998, pp. 33).

De facto, esta preocupação de medição do risco e avaliação do desempenho é antiga. Antes de ser possível quantificar e medir o risco, os investigadores agrupavam as carteiras de investimento em classes de risco semelhantes e depois comparavam as suas rendibilidades.

Precedendo as primeiras medidas de avaliação do desempenho que consideram conjuntamente rendibilidade e risco, são desenvolvidas estruturas teóricas que lhes servem de base. Estas são iniciadas por Markowitz (1952), através do desenvolvimento da Moderna Teoria da Carteira, onde o risco passa a ser quantificado e comparado com a rendibilidade. O autor defende que os investidores não têm apenas como único objetivo a maximização da rendibilidade, mas sim conhecer os efeitos da diversificação sobre o risco e rendibilidade. Assim, para os investidores tomarem as suas decisões de investimento necessitam de conhecer todas as

rendibilidades esperadas e os desvios-padrão das possíveis carteiras, sendo assim possível construir a fronteira eficiente e depois identificar a carteira ótima para cada investidor.

Posteriormente Tobin (1958), ao acrescentar a possibilidade de se investir num ativo isento de risco, permite a representação da *Capital Market Line* (CML), a qual mostra que a rendibilidade esperada de uma carteira depende do risco total (desvio-padrão) da mesma. O autor mostra que, independentemente das preferências dos investidores face ao risco, os mesmos investem sempre numa combinação de ativos isentos de risco e ativos com risco.

Mais tarde, Sharpe (1963) simplifica os procedimentos propostos por Markowitz (1952) propondo o Modelo de Mercado, o qual pressupõe que a rendibilidade de cada carteira depende apenas da evolução da rendibilidade do mercado, através de uma relação linear. Na sequência deste modelo, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolvem o CAPM. O CAPM apresenta a rendibilidade em equilíbrio de uma carteira em função do risco sistemático¹⁷ assumido, relação esta que é representada pela *Security Market Line* (SML). Este modelo mostra que, em equilíbrio, a rendibilidade esperada de qualquer carteira com risco será o somatório da taxa de rendibilidade de um ativo isento de risco com um prémio de risco, o qual é obtido multiplicando o risco sistemático pela diferença entre a rendibilidade do mercado e a do ativo sem risco.

Este capítulo é dividido em três partes. Na sequência das estruturas teóricas anteriores, a primeira inicia-se com a apresentação das medidas básicas de avaliação do desempenho e com a discussão das principais limitações que lhes são apontadas. É depois descrita e discutida uma teoria alternativa ao CAPM, a APT. Uma das matérias mais debatidas na avaliação do desempenho, a construção do *benchmark* adequado, é depois exposta, sendo mostrados os seus desenvolvimentos à luz da identificação do estilo dos gestores. São de seguida revistas as principais metodologias que visam separar o desempenho global nas componentes de seletividade e *timing*. É, ainda, apresentado mais um desenvolvimento que visa aperfeiçoar os modelos de avaliação de desempenho, neste caso através da inclusão de informação pública nos mesmos. Na segunda parte é efetuada a revisão dos estudos no âmbito da competição

¹⁷ O risco total de uma carteira pode ser decomposto em dois: o risco sistemático, de mercado ou não diversificável, que afetando a rendibilidade da generalidade dos títulos da economia ou de um setor, não pode ser eliminado e o risco não sistemático, específico ou diversificável, que influenciando apenas algum(ns) título(s), pode ser eliminado através de uma adequada diversificação da carteira.

entre os fundos de investimentos, sendo analisadas e comparadas as suas metodologias e os seus resultados. Dada a relevância, no âmbito da competição, da ligação entre as comissões e o desempenho e dos fluxos monetários de e para os fundos com o desempenho, são também abordadas investigações relevantes nestes domínios. Finalmente, na terceira parte são revistos os trabalhos que analisam o número de títulos a incluir nas carteiras para uma adequada diversificação, assim como a ligação da dimensão das mesmas ao desempenho obtido. Face ao seu recente desenvolvimento, é colocado um enfoque particular nos estudos que analisam a relação da concentração/diversificação das carteiras com o seu desempenho.

2.2. Avaliação do desempenho

2.2.1. As medidas básicas e suas críticas

As primeiras medidas de avaliação do desempenho de carteiras ajustadas ao risco surgem na década de sessenta do século XX, baseadas na Teoria do Mercado de Capitais. Estas medidas básicas incorporam e quantificam o risco, permitindo a avaliação e comparação de carteiras com níveis de risco distintos.

Treynor (1965) apresenta a primeira medida de avaliação global do desempenho, a qual quantifica a rendibilidade em excesso da carteira face à taxa do ativo isento de risco por unidade de risco sistemático. Desta forma, o desempenho de uma carteira será tanto melhor quanto maior for o valor deste indicador relativamente ao seu *benchmark*, a SML, e relativamente a outras carteiras. De referir que, ao utilizar apenas o risco sistemático e não o risco total, o autor torna esta medida adequada apenas para carteiras completamente diversificadas.

Sharpe (1966) propõe uma outra medida de avaliação do desempenho, a qual não difere substancialmente da anterior. No entanto, este autor permite a avaliação de carteiras que não estão totalmente diversificadas, pelo que utiliza como medida de risco da carteira o seu risco total (desvio-padrão). Assim, esta medida quantifica a rendibilidade em excesso da carteira face à taxa do ativo isento de risco por unidade de risco total. O desempenho de uma carteira será, então, tanto melhor quanto maiores os valores desta medida face a outras e face ao seu *benchmark*, a CML.

Outra medida de avaliação, ainda, é proposta por Jensen (1968), a qual tem merecido uma atenção acrescida relativamente às anteriores, quer dentro quer fora do meio académico. Esta medida assenta na relação de equilíbrio entre rendibilidade e risco proposta pelo CAPM, pelo que, uma carteira terá um desempenho positivo e superior ao seu *benchmark*, a SML, se a sua rendibilidade for superior à indicada por este modelo. O desempenho será negativo quando a rendibilidade de uma carteira é inferior àquela prevista pelo CAPM.

Entre estas três medidas existem semelhanças tanto a nível teórico como empírico. De facto, todas agregam rendibilidade e risco, de forma a avaliarem o desempenho global das carteiras, além de que todas necessitam de avaliar esse desempenho relativamente a um *benchmark* que represente o mercado. Investigadores, entre os quais Friend e Blume (1970), Moses e Cheney (1989) e Jacquillat e Solnik (1990) demonstram, matematicamente, que as três medidas são quase transformações lineares umas das outras. Outros estudos, como os de Bower e Wipperfurth (1969), Smith e Tito (1969) e Shawky (1982) mostram coeficientes de correlação muito elevados entre as ordenações das carteiras proporcionadas por estas medidas, o que também suporta a sua similitude.

Quando se abordam as diferenças entre estes indicadores, a medida de risco utilizada constitui o principal fator de diferenciação. Enquanto Treynor (1965) e Jensen (1968) utilizam o risco sistemático (*beta*) como medida do risco e a SML como padrão de referência, Sharpe (1966) usa o desvio-padrão como medida do risco total da carteira e a CML como *benchmark*. Neste contexto, a escolha entre as três medidas depende do grau de diversificação da carteira do investidor. Se a carteira a avaliar está devidamente diversificada, a escolha das medidas de Treynor (1965) e de Jensen (1968) será a mais adequada. Contudo, se a carteira está pouco

diversificada, incorrendo assim em risco específico, então, será preferível utilizar a medida de Sharpe (1966), uma vez que esta considera o risco total.

Outra diferença consiste no resultado das avaliações efetuadas. Assim, as medidas de Treynor (1965) e Sharpe (1966) fornecem apenas ordenações de desempenho relativas, ou seja, quanto mais (menos) elevados os valores das medidas melhor (pior) o desempenho. Ao invés destas, a medida de Jensen (1968) proporciona uma medida absoluta do desempenho. Efetivamente, este é um dos propósitos do seu autor, referindo que “(...) *what we really need is an absolute measure of performance*” (Jensen, 1968, pp. 390).

Estas medidas deram um importante contributo para a avaliação do desempenho de carteiras de investimento, tendo sido bastante utilizadas após o seu surgimento. No entanto, a evidência empírica obtida com a aplicação destas medidas não consegue identificar desempenho superior e consistente dos gestores de fundos. Além disso, várias críticas têm sido apontadas à sua capacidade de avaliar com rigor o desempenho desses gestores.

A influência que o horizonte temporal escolhido tem na avaliação do desempenho é uma das questões levantadas relativamente a estas medidas. Autores como Levhari e Levy (1977), Fielitz e Greene (1980) e Levy (1972, 1981, 1984) e mesmo Handa, Kothari e Wasley (1993) e Gunthorpe e Levy (1994) observam que diferentes horizontes temporais conduzem a distintas avaliações de desempenho. Neste sentido, para minimizar o problema, Levy (1981, 1984) e Chen e Lee (1981, 1986) sugerem que o horizonte de investimento coincida sempre que possível com o de avaliação.

As três medidas básicas de avaliação do desempenho pressupõem que as medidas de risco se mantêm estáveis ao longo do tempo. Dado que esta premissa pode facilmente ser colocada em causa, aliás como reconhece Jensen (1968), o estudo da estabilidade/instabilidade do risco, particularmente do sistemático (*beta*), passa também a atrair a atenção dos investigadores. No entanto, os resultados empíricos são heterogêneos nas suas conclusões. Apesar de autores, como Jensen (1969) e Alexander e Stover (1980), verificarem que o risco sistemático tem tendência para se manter estável, muitos outros apontam no sentido da instabilidade deste risco. É o caso dos trabalhos de Klemkosky e Maness (1978), Fabozzi e Francis (1978), Kon e

Jen (1978), Francis e Fabozzi (1980), Sunder (1980) e Bos e Newbold (1984). Miller e Gressis (1980) vão ainda mais longe, acrescentando que os gestores alteram propositadamente o parâmetro *beta* com o objetivo de obterem rendibilidades adicionais. Consistente com estes estudos, Fabozzi e Francis (1979) defendem que o risco sistemático da carteira pode variar mesmo que os gestores não o alterem por sua vontade¹⁸.

Uma crítica associada à anterior é o facto destas medidas básicas apenas avaliarem o desempenho global, não mostrando como o mesmo foi alcançado. Na realidade, se de facto os gestores alteram propositadamente o risco das suas carteiras no sentido de obterem um melhor desempenho, esse esforço deve também ser avaliado, e não apenas a capacidade de escolher os títulos que compõem a carteira!¹⁹

Finalmente, e talvez uma das críticas mais fortes apontadas às medidas básicas, tem a ver com o uso de *benchmarks* e do modelo que lhes está subjacente. Como se viu, todas as medidas necessitam de um padrão de referência para fazer a avaliação. No entanto, enquanto a medida de Sharpe (1966) não tem nenhum modelo subjacente, as de Treynor (1965) e Jensen (1968) assentam no CAPM, o que lhes traz um problema acrescido se este não for o modelo que melhor explica a rendibilidade das carteiras. Talvez por este motivo, a medida de Sharpe (1966) tenha ficado mais imune a críticas. Assim, alguns investigadores dão-lhe mesmo preferência, como é o caso de Eling (2008) que a considera superior a outras, tanto do ponto de vista teórico como empírico. Assim, o principal foco de críticas tem-se centrado nas medidas que usam o CAPM como modelo de base e, simultaneamente, os índices de mercado como aproximação ao verdadeiro *benchmark* (*proxies*), o qual devia ser, em rigor, a carteira de mercado²⁰.

Roll (1977, 1978, 1979) surge como um dos autores mais críticos relativamente ao uso de *proxies* e à aplicação das medidas de avaliação do desempenho baseadas no CAPM. O autor mostra que uma mesma carteira pode apresentar vários níveis de risco sistemático

¹⁸ O risco da carteira pode variar por diferentes motivos, entre os quais se podem apontar a variação provocada por vontade dos próprios gestores, a variação devida à alteração do valor de mercado dos títulos da carteira, a variação provocada pela alteração do risco desses mesmos títulos e, mesmo, a variação motivada por entradas significativas de fluxos monetários nas carteiras.

¹⁹ Este assunto será debatido na secção 2.2.4 deste trabalho.

²⁰ A carteira de mercado é constituída por todos os ativos com risco da economia, com pesos que correspondem ao seu valor relativo de mercado.

dependendo dos índices escolhidos, conduzindo assim a diferentes estimativas de desempenho. Segundo Roll, este facto é tão grave que pode conduzir à avaliação desejada por parte do avaliador, bastando escolher o índice que mais lhe convém. Seguindo Roll, se a *proxy* é eficiente (segundo a Moderna Teoria da Carteira), todas as carteiras se situam na SML, pelo que não é possível distinguir qual apresenta melhor desempenho. Se a *proxy* é ineficiente, a avaliação não tem qualquer valor, dado que com *proxies* diferentes se obtêm desempenhos diferentes. A posição de Roll é sustentada, em grande parte, por Lee e Jen (1978), os quais verificam que a utilização de índices pode conduzir a erros de avaliação da rendibilidade do mercado, afetando a determinação do risco sistemático. Posteriormente, Roll (1980, 1981) identifica os possíveis motivos que conduzem a que as *proxies* não sejam adequadas: deficiente avaliação da taxa isenta de risco, da rendibilidade esperada do mercado e do risco sistemático. Roll reconhece, no entanto, que o uso de diferentes índices não afeta significativamente a ordenação das carteiras, desde que os mesmos estejam fortemente correlacionados.

Outros autores, no entanto, distanciam-se das críticas de Roll. É o caso de Mayers e Rice (1979), que reconhecendo limitações ao CAPM, sugerem a sua utilização, de preferência, num contexto de assimetria de informação²¹. Também Peterson e Rice (1980) discordam com Roll. Estes autores, apesar de terem usado várias *proxies*, verificam que as mesmas conduzem a ordenações muito semelhantes das carteiras.

Posteriormente, outros estudos mostram a sensibilidade das estimativas de avaliação do desempenho ao uso de diferentes *proxies* no âmbito do CAPM. Dybvig e Ross (1985a, 1985b) defendem que as carteiras podem situar-se abaixo, sobre, ou acima da SML, conforme o índice de mercado selecionado, o que evidencia a debilidade do CAPM. Assim, as rendibilidades anormais podem refletir simplesmente a deficiente especificação do *benchmark* e não a capacidade real dos gestores. Ainda nesta linha, Brown e Brown (1987), Zimmermann e Zogg-Wetter (1992) e Fletcher (1995), contrariamente a Peterson e Rice (1980), mostram empiricamente que a escolha de diferentes índices conduz a diferentes ordenações das carteiras.

²¹ Neste contexto, assume-se que quem avalia (avaliador) possui menos informação do que quem gere (gestor), pelo que o avaliador deve tentar incluir a informação em falta nas suas análises, nomeadamente quanto à composição das carteiras.

A fragilidade do CAPM é ainda reforçada quando são identificados outros fatores, para além da carteira de mercado, que podem ter uma forte relação com a rendibilidade das ações. De facto, Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) e Chan, Hamao e Lakonishok (1991) verificam, respetivamente, que o valor contabilístico das ações e o rácio *book-to-market*²² têm um forte poder explicativo da rendibilidade dos títulos. Ainda neste contexto, outros autores também consideram que devem ser incluídos fatores adicionais no CAPM, que entretanto mostram capacidade explicativa das rendibilidades. Entre eles, Banz (1981) evidencia o fator dimensão das empresas²³, Basu (1983) a dimensão das empresas e o *Price Earnings Ratio (PER)*²⁴, e Bhandari (1988) a dimensão e o nível de empréstimos contraídos pelas empresas. Contudo, Fama e French (1992) vão ainda mais longe, ao negligenciarem a contribuição da carteira de mercado, sugerindo as variáveis dimensão das empresas e rácio *book-to-market* como tendo maior poder para explicar a rendibilidade das ações. Adicionalmente, estes autores observam que a correlação entre a carteira de mercado e a rendibilidade média das carteiras é extremamente fraca, constituindo, segundo Grundy e Malkiel (1996), mais um forte revés para a validade do CAPM.

Dadas as críticas a que as medidas básicas têm sido sujeitas, conjuntamente com o CAPM, surgem novas medidas/modelos de avaliação do desempenho, com base em estruturas teóricas de avaliação de ativos, que permitem avaliar as carteiras de forma mais adequada. Neste sentido, na secção seguinte será apresentado um modelo de avaliação de ativos, alternativo ao CAPM, que visa colmatar alguns dos problemas anteriormente identificados.

2.2.2. A avaliação do desempenho baseada na *Arbitrage Pricing Theory*

No quadro do CAPM é considerado que apenas um tipo de risco (risco sistemático) afeta a rendibilidade dos títulos/carteiras. No entanto, como se viu anteriormente, outros fatores podem influenciar essa rendibilidade. Ross (1976, 1977) ao propor a APT, que considera que

²² Relação entre o valor contabilístico e a cotação de uma ação.

²³ Calculada através da multiplicação do número de ações pela sua cotação.

²⁴ Relação entre a cotação e o lucro por ação de uma empresa.

a rendibilidade de cada ativo é influenciada por um determinado número de fatores comuns à generalidade dos títulos, poderá responder àquela questão.

De forma semelhante ao CAPM, também a APT apenas considera o risco sistemático de cada fator. De facto, é razoável que assim seja, dado que os riscos específicos podem ser eliminados através da adequada diversificação da carteira. Ainda de forma semelhante ao CAPM, também este modelo pode facilmente servir de base para avaliar o desempenho dos gestores de carteiras, através da identificação da rendibilidade adicional acrescentada a uma carteira além da prevista por este mesmo modelo.

Após o surgimento da APT vários autores dão-lhe preferência relativamente ao CAPM, visto que as suas características de generalidade e flexibilidade a tornam mais apelativa. De facto esta teoria não exige a identificação da carteira de mercado eficiente; não assume os pressupostos relativamente às preferências dos investidores (homogéneas) e à distribuição da rendibilidade dos títulos (aproximadamente normal); pode ser utilizada apenas para uma parte do mercado global, mantendo-se válida; é consistente com outros modelos de avaliação de ativos, incluindo o CAPM (Elton e Gruber, 1995); além de que admite diferentes fontes de risco sistemático.

Os trabalhos de Connor e Korajczyk (1986) e Lehmann e Modest (1987) foram dos primeiros a aplicar a APT para avaliar o desempenho de carteiras de investimento. Estes últimos autores identificam desempenho negativo para os fundos de investimento americanos analisados na sua amostra e verificam que este desempenho é muito sensível à escolha do *benchmark*. Desta forma, colocam em evidência a necessidade da correta identificação dos fatores que melhor explicam a rendibilidade das carteiras. Mais tarde, usando a mesma amostra de Lehmann e Modest (1987), Connor e Korajczyk (1991) chegam a conclusões semelhantes no que diz respeito à seleção dos *benchmarks* no contexto da APT.

Estes resultados colocam em evidência uma das fragilidades da APT, que é o facto de esta não especificar nem identificar o número de fatores que afetam a rendibilidade dos títulos/carteiras, o que dificulta a sua aplicação prática. Assim, compete aos investigadores

escolherem o método que permita selecionar os fatores que melhor descrevam o comportamento desses títulos/carteiras.

Um dos métodos possíveis é a utilização de ferramentas estatísticas, nomeadamente através da análise de fatores, em que se determina o risco sistemático para cada fator, de forma a que a covariância das rendibilidades residuais seja a menor possível. No entanto, este método apresenta uma série de problemas. Desde logo porque esta análise não identifica as variáveis como económicas, o que dificulta a sua interpretação, como reconhecem Elton e Gruber (1995). Outro problema está relacionado com a dimensão das matrizes de covariâncias dos fatores. Assim, dado que a análise de fatores necessita de grandes matrizes de covariâncias dos fatores, o uso destas matrizes com uma dimensão reduzida pode afetar o cálculo dos fatores. Dhrymes, Friend e Gultekin (1984) observam adicionalmente que o número de fatores tende a aumentar com a dimensão da amostra, o que também não favorece a identificação dos mesmos. Note-se, por último, que mesmo depois de identificados os fatores, haverá sempre a possibilidade de alguns deles não terem sido incluídos no modelo.

Um outro método alternativo consiste em selecionar variáveis económicas, através do conhecimento/experiência do investigador, as quais são usadas como *benchmarks* dos fatores. No entanto, Morris e Pope (1981) e Chang e Lewellen (1985) demonstram uma clara dificuldade em selecionar aquelas variáveis, o que justificam pela arbitrariedade na sua identificação e também pela sua instabilidade ao longo do tempo. Contudo, tal não acontece com Chen, Roll e Ross (1986) e com Berry, Burmeister e McElroy (1988), que selecionam, respetivamente, quatro²⁵ e cinco²⁶ variáveis macroeconómicas. Em geral, estes autores concluem que as mesmas permitem uma aceitável identificação das fontes de risco sistemático da economia.

Em alternativa a escolher-se variáveis económicas como fatores, o último método consiste em especificar-se uma série de variáveis que, em conjunto, melhor representem a rendibilidade dos títulos/carteiras. É o que fazem, como referido no final da secção anterior, Fama e French

²⁵ As quatro variáveis são: a taxa de crescimento da produção industrial; a taxa de inflação; a diferença entre as taxas de juro de longo e curto prazo; e, a diferença entre a rendibilidade das obrigações de maior e menor *rating*.

²⁶ As cinco variáveis são: a diferença entre a rendibilidade das obrigações das empresas e as do Estado de longo prazo, mais uma constante; a diferença entre a rendibilidade das obrigações do Estado de longo prazo e os Bilhetes do Tesouro de curto prazo; a taxa de inflação ou deflação; a taxa de crescimento dos lucros na economia; e, a taxa de rendibilidade de um índice de mercado.

(1992), os quais mostram que os fatores dimensão e *book-to-market* captam melhor do que o mercado a variação da rentabilidade das ações. Contudo, Fama e French (1993) reconhecem que estas duas variáveis não captam a grande diferença entre as rentabilidades das ações e da taxa isenta de risco, pelo que propõem também a inclusão da rentabilidade em excesso do mercado, a qual desempenhará esse papel. Este desenvolvimento conduz, assim, à construção de um modelo com três fatores: o fator mercado, o fator dimensão e o fator *book-to-market*. Os autores verificam que a rentabilidade das ações é agora amplamente explicada por estes fatores.

De referir que o modelo de Fama e French (1993), além de explicar a rentabilidade das carteiras, permite a identificação das estratégias seguidas pelos gestores, assim como de um *benchmark* mais adequado relativamente à medida de Jensen (1968). Neste sentido, Davis (2001) usa este modelo para construir quatro índices de estilo (ações de crescimento, ações de valor, ações de grande capitalização bolsista e ações de pequena capitalização bolsista) para fundos americanos. O seu estudo revelou, no entanto, que durante o período analisado (1965 a 1998) nenhum dos estilos apresentou desempenho significativo.

Mais tarde, Fama e French (1996) reconhecem que o seu modelo anterior não permite explicar as rentabilidades de curto prazo das ações, ou seja, não considera a “*one-year momentum anomaly*”, identificada por Jegadeesh e Titman (1993), a qual resulta de uma ineficiência de mercado originada pela reação lenta do mercado à informação. Fama e French (1996) deixam, desta forma, aberta a possibilidade de futuros melhoramentos ao modelo de Fama e French (1993). Jegadeesh e Titman (1993) admitem, contudo, que esta anomalia é robusta apenas em alguns períodos de tempo. Ainda assim, Carhart (1997), de forma a fazerem face àquela anomalia adicionam um quarto fator ao modelo de Fama e French (1993)²⁷. Os testes empíricos deste novo modelo, para o mercado americano, além de não revelarem capacidades superiores dos gestores de fundos, mostram que o mesmo reduz substancialmente os erros de avaliação do CAPM e do modelo de Fama e French (1993) (Carhart, 1997). Conclusões semelhantes podem ser obtidas no estudo recente de Badrinath e Gubellini (2010), também sobre o mercado americano, no período de 1970 a 2007, mas incluindo várias classes de fundos e não apenas fundos de ações. Os resultados da aplicação do CAPM e do modelo de

²⁷ A formalização do modelo de Carhart (1997) é efetuada no capítulo 3.

Carhart (1997) voltam a revelar pouca evidência de desempenho positivo dos gestores, mostrando que este último modelo explica muito melhor a rendibilidade dos fundos do que o CAPM.

Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) sugerem a inclusão de outras variáveis alternativas para explicar a rendibilidade das ações/carteiras, relativamente às propostas por Fama e French (1993) e Carhart (1997). Estes autores verificam que a rendibilidade de uma carteira de ações domésticas com grande capitalização bolsista (índice de mercado), a rendibilidade de uma carteira com pequena capitalização bolsista (ações que não fazem parte do índice de mercado) e a rendibilidade das obrigações são fatores relevantes para explicar a rendibilidade das carteiras²⁸. Ao aplicarem este modelo ao mercado americano, durante o período de 1965 a 1984, observam que os fundos não obtêm rendibilidades suficientes para fazer face aos seus custos. Posteriormente, este modelo é ajustado e expandido por Elton, Gruber e Blake (1996), os quais incluem um fator adicional que considera a diferença entre o desempenho de uma carteira de ações de crescimento *versus* uma carteira de ações de valor²⁹. Como alternativa ao uso da rendibilidade de uma carteira com pequena capitalização bolsista, os autores preferem usar a diferença entre a rendibilidade de uma carteira de ações de pequenas empresas e grandes empresas³⁰. A aplicação deste modelo também ao mercado americano, para o período de 1977 a 1993, conduz à identificação de algum desempenho positivo e significativo por parte dos fundos, assim como persistência do mesmo ao longo do tempo. Mais tarde o modelo de Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) é ainda expandido por Deaves (2004) para o mercado canadiano, durante o período de 1988 a 1998, com a introdução de mais dois fatores³¹, sendo os resultados, em geral, consistentes com os de Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993).

Na sequência do trabalho de Ross (1976, 1977), os trabalhos que se lhe seguiram, baseados no mesmo, mostram que “*the use of an APT model in combination with a multi-index model*

²⁸ Além do poder explicativo atribuído à carteira de ações com grande capitalização bolsista, os autores pretendem detetar o poder explicativo marginal da carteira com pequena capitalização bolsista e da carteira de obrigações.

²⁹ Os autores justificam a inclusão deste fator dado que o mesmo estará bastante correlacionado com o rácio *book-to-market*. Como descrito anteriormente, Fama e French (1993) mostram empiricamente que este rácio é relevante para explicar a evolução da rendibilidade das ações.

³⁰ O uso de diferenças de rendibilidades permitirá, segundo os autores, por um lado, que os fatores do modelo quase não estejam correlacionados uns com os outros, por outro lado, desta forma será mais fácil compreender a influência dos mesmos na rendibilidade da carteira.

³¹ Os dois fatores, constituídos por índices não domésticos, são: a rendibilidade do índice Standard & Poor’s 500 e de um índice mundial, ambos convertidos para dólares canadianos. Os autores justificam a introdução destes dois fatores pelo facto dos fundos canadianos investirem uma parte das suas carteiras nos Estados Unidos da América e a nível mundial.

allows for better diagnoses of what a portfolio manager is doing, a better development of appropriate benchmarks, and a better measurements and attribution of performance” (Elton, Gruber, Brown e Goetzmann, 2006, pp. 12).

2.2.3. O *benchmark* e a análise de estilo

Tem sido mostrado ao longo deste capítulo que a identificação do *benchmark* adequado é uma das questões cruciais na avaliação do desempenho de carteiras de investimento. Contudo, como discutido na parte final da secção 2.2.1, a escolha deste *benchmark* pode levantar problemas. Na realidade, a sua deficiente escolha pode conduzir a resultados enviesados e a conclusões erradas acerca do desempenho da carteira. Dada esta preocupação, este assunto tem sido debatido, ao longo dos tempos, no sentido de se encontrar a melhor solução que permita responder às necessidades existentes na avaliação do desempenho de carteiras de investimento.

A utilização de um índice de mercado assume-se como a forma mais imediata de avaliação de carteiras, mas também aquela que está sujeita a maiores erros de avaliação [vejam-se as críticas de Roll (1977, 1978, 1979)]. Muitas vezes, os responsáveis pela avaliação pecam por excesso de simplificação utilizando índices generalistas. Desta forma pode estar a comparar-se carteiras com composições substancialmente diferentes, o que pode gerar enviesamentos em termos de avaliação final. Na realidade, o *benchmark* deve ser consistente com as preferências dos gestores, pelo que devem ser escolhidos *benchmarks* diferentes para fundos diferentes e gestores diferentes. Por exemplo, e de forma consistente com a decisão de afetação de ativos, algo de muito básico deverá ser a escolha de um *benchmark* de ações para um gestor de fundos de ações e de um *benchmark* de obrigações para um gestor de fundos de obrigações.

A análise do desempenho de um gestor de fundos não passa, no entanto, apenas pela comparação com o desempenho de um índice previamente escolhido. Note-se que é frequente

a comparação com outros gestores, sendo tal comparação apenas útil se os gestores aí representados seguirem estratégias de investimento similares, ou seja, possuírem estilos de investimentos semelhantes. Na realidade, evidência de desempenho superior pode não refletir a capacidade do gestor, mas simplesmente a categoria de títulos em que ele investe. Neste contexto, são construídos os chamados índices de estilo, que pretendem replicar determinados estilos de investimento³², os quais representam subsegmentos do mercado onde os gestores habitualmente investem. Assim, os fundos de investimento são agrupados de acordo com o tipo de títulos em que investem e o estilo dos seus gestores. Contudo, mesmo neste contexto, estes índices podem não permitir inferir, com rigor, as estratégias de investimento dos gestores nem explicar diferenças de rendimento entre os fundos, nem mesmo servirem como os *benchmarks* mais indicados para a avaliação do desempenho (Brown e Goetzmann, 1997). Na realidade, o problema destes índices é que muitas vezes é difícil classificar um gestor de carteiras através de um único estilo, dado que o mesmo não se especializa apenas num estilo. A acrescentar, ainda, que a definição de cada índice de estilo é geralmente bastante abrangente, permitindo um vasto leque de políticas de investimento, pelo que é possível encontrar comportamentos bastante divergentes entre os fundos que estão classificados com o mesmo estilo³³.

Face a estas questões, Sharpe (1988, 1992) propõe uma abordagem designada de “*style analysis*”. O autor desenvolve procedimentos com o objetivo de identificar a estratégia de investimento das carteiras, sem necessitar da composição histórica das mesmas. Assim, os elementos básicos usados são as rendibilidades históricas da carteira e as rendibilidades representativas dos fatores representados por diferentes classes de ativos. Segundo Sharpe (1992), as classes de ativos usadas devem apresentar três características: ser exclusivas, não devem incluir qualquer título que já faça parte de outra classe de ativos; ser exaustivas, todos os títulos possíveis de determinada classe de ativos devem ser aí incluídos; e, as rendibilidades das classes de ativos devem ter perfis diferentes, ou seja, a correlação entre as rendibilidades das classes de ativos deve ser baixa ou, quando a correlação é alta, pelo menos o desvio-padrão das rendibilidades deve diferir. Para Lobosco e DiBartolomeo (1997) e

³² Por exemplo, índice de ações de valor, índice de ações de crescimento, índices de ações de pequenas empresas, índice de obrigações, índices de vários setores, etc.

³³ O problema da deficiente classificação dos fundos é um dos problemas recorrentes na área da avaliação do desempenho. A correspondência entre as classificações oficiais e os padrões de investimento efetivamente verificados são estudados, nomeadamente, por Brown e Goetzmann (1997) e por Agudo e Lazaro (2005).

Buetow, Johnson e Runkle (2000), estas características visam evitar que qualquer fator (classe de ativos) possa ser uma combinação linear de outro(s), ou seja, todos devem ser independentes. Se tal se verificar, esta abordagem deverá permitir definir o estilo principal do gestor (Ferruz e Vicente, 2005).

Esta abordagem propõe, ainda, que o melhor *benchmark* para determinada carteira deve minimizar a variância residual do mesmo, condicionado pelas restrições da carteira e pelas restrições de positividade (o coeficiente de cada fator deve ser positivo e a soma de todos deve ser a unidade). Segundo Horst, Nijman e Roon (2004), obtém-se uma análise de estilo fraca quando não são impostas quaisquer restrições aos fatores³⁴, uma análise de estilo semiforte quando apenas são colocadas as restrições da carteira e, uma análise forte quando são incluídas as duas restrições (da carteira e de positividade). Estes autores mostram que usando esta última análise se obtêm estilos de investimento muito mais precisos, ou seja, coeficientes dos fatores dos fundos muito mais relevantes. Adicionalmente, Ferruz e Vicente (2005) verificam que, relativamente aos fundos de ações espanhóis, e contrariamente ao que poderia ser suposto, a melhor análise de estilo não é a que tem um maior número de fatores, mas sim a que inclui um número de fatores mais reduzido, obtendo assim resultados mais significativos. Fica desta forma salientada a importância da correta definição destes fatores e não a sua inclusão indiscriminada no modelo.

A abordagem de Sharpe (1992) permite a identificação do estilo, a construção do *benchmark* e a compreensão das fontes de desempenho das carteiras através de múltiplos fatores, por oposição a um único fator de mercado, frequentemente inadequado. Desta forma, “(...) *under the concept of style analysis, a mutual fund is compared not with “the market”, but with its peers following a similar investment style*” (Bogle, 1998, pp. 35). A principal contribuição para o melhoramento do *benchmark*³⁵ é que Sharpe (1992) permite que a rendibilidade da carteira seja dividida em duas componentes: a atribuída ao estilo e a atribuída à capacidade de seleção dos gestores da carteira, obtida através de uma gestão ativa³⁶. Com o surgimento desta abordagem, a comunidade académica e não académica tem prestado uma atenção particular à análise do estilo dos gestores, levando à emergência de trabalhos nesta linha, tendo sempre

³⁴ Agarwal e Naik (2000) designam-na como análise de estilo geral.

³⁵ Também designados como *Sharpe Benchmarks*.

³⁶ Este modelo pode ser considerado como um caso particular da medida de Jensen (Horst, Nijman e Roon, 2004).

como objetivo subjacente a construção de *benchmarks* adequados para a avaliação do desempenho de carteiras/gestores de investimento.

Sawicki (2002) usa a abordagem de Sharpe (1992) para analisar o estilo de uma amostra de fundos mistos australianos. Apesar da diversidade dos ativos possuídos por estes fundos, esta abordagem permite identificar uma tendência de estilo para a maioria dos fundos. Adicionalmente, o autor ainda reconhece que a correta identificação do estilo dos gestores de fundos é determinante não só para a avaliação das carteiras, mas também para a eficaz gestão das mesmas. Outros autores, ao usarem os mesmos procedimentos de Sharpe (1992), não identificam capacidade superior dos fundos em superarem o seu estilo/*benchmark*. É o caso do estudo de Papadamou e Siriopoulos (2004) incidindo sobre fundos de ações americanos, e do estudo de Deb (2008) sobre fundos de ações indianos. Ainda Tessitore e Usmen (2005), ao analisarem fundos de ações do Reino Unido que investem a nível mundial, identificam fraco desempenho, apesar do mesmo não ser muito significativo. De todas as formas, a deficiente capacidade de alocação de ativos por países foi a principal responsável por este resultado, dado os gestores terem revelado boa capacidade de seleção de fundos.

Como alternativa à análise de estilo baseada na rendibilidade, de Sharpe (1992), é proposta por Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997) a análise de estilo baseada na composição das carteiras que são avaliadas. Estes autores defendem que, desta forma, é possível construir *benchmarks* que melhor refletem os estilos dos gestores. Esta posição é também partilhada por Kothari e Warner (2001), através da criação de fundos simulados e da sua comparação com os fundos do mercado americano, durante o período de 1966 a 1994. Os autores mostram que a utilização de *benchmarks* baseados na composição das carteiras melhora o poder explicativo das rendibilidades, particularmente quando resultam da análise das transações das ações dentro dos fundos. A análise de estilo baseada na composição das carteiras é aplicada por Wermers (2000), para o mercado americano, de 1975 a 1994. O autor verifica que a gestão ativa gera mais valor que a gestão passiva, concluindo que a indústria de fundos consegue gerar valor suficiente para cobrir os seus custos³⁷.

³⁷ O efeito das comissões no desempenho dos fundos será debatido, posteriormente, na secção 2.3.

A comparação entre a análise de estilo baseada na rendibilidade e na composição das carteiras é efetuada por Horst, Nijman e Roon (2004), tanto teórica como empiricamente. O estudo empírico é realizado através de uma amostra de fundos de ações americanos, de 1989 a 1999. Ao compararem a carteira *benchmark* obtida pela primeira análise com a composição atual das carteiras, os autores verificam que esta composição não evidencia o estilo de investimento dessas carteiras. Tal acontecerá, segundo estes autores, por dois motivos. Primeiro, porque o estilo é caracterizado não só pelas classes de ativos que compõem a carteira, mas também pela correlação existente entre as mesmas. Segundo, porque os ativos da carteira selecionados pelos gestores, que se integram em determinada classe de ativos, podem ter *betas* superiores ou inferiores relativamente ao índice dessa classe de ativos. A comparação entre as duas abordagens ainda mostra que a análise de estilo baseada na composição é mais adequada para prever a composição futura das carteiras, enquanto a análise de estilo baseada na rendibilidade é mais adequada para prever as suas rendibilidades futuras. De todas as formas, os autores acabam por concluir que “*return-based style analysis will in general give a better estimate of the atual investment style than the fund’s portfolio holdings*” (Horst, Nijman e Roon, 2004, pp. 50).

Nos últimos anos, alguns autores têm tentado melhorar a análise de estilo proposta por Sharpe (1992). Assim, Wang (2005) propõe avaliar o sucesso de estratégias de alteração de estilo (“*style rotation*”) ao longo do tempo, ou também designadas de estratégias de investimento dinâmicas, através de uma abordagem multifator de ajustamento ponderado do risco. O autor aplica esta metodologia alternativa para o mercado americano, durante o período de 1960 a 2000. A sua amostra é constituída por nove carteiras, cada uma representando um estilo de investimento diferente, as quais são selecionadas das vinte e cinco propostas por Fama e French (1993). Contrariamente aos resultados de vários trabalhos anteriores [v.g., Asness, Friedman, Krial e Liew (2000), Ahmed, Lockwood e Nanda (2002) e Lucas, Dijk e Kloek (2002)], que sugerem que aquelas estratégias permitem a obtenção de um desempenho positivo, Wang (2005) obtém conclusões opostas, deixando assim a dúvida relativamente ao sucesso das mesmas. Conforme referem Swinkels e Sluis (2006), “*a major drawback of RBSA (Return-Based Style Analysis – Sharpe) in its original form is the basic assumption that the investment style of a fund remains fixed over the sample period*” (Swinkels e Sluis, 2006, pp. 530). Neste sentido também propõem um aperfeiçoamento à abordagem de Sharpe (1992),

através do uso do *Kalman filter*, que permite um uso mais eficiente da informação disponível e uma variação de estilo ao longo do tempo. Os resultados da análise empírica, sobre fundos internacionais do mercado americano, no período de 1976 a 2002, indicam que os novos procedimentos permitem um melhoramento tanto da identificação do estilo como da avaliação do desempenho. No entanto, os autores também reconhecem que estes melhoramentos não são muito significativos face à abordagem base de Sharpe (1992).

A preocupação dos investigadores com a construção do *benchmark* tem conduzido, ainda, à aplicação de outras metodologias. É o caso de Morey e Morey (1999). Os autores, com o objetivo de ultrapassar alguns dos problemas já identificados pelo uso de um único *benchmark* fixo para todos os fundos, usam um fundo *benchmark* para cada fundo a ser avaliado, os quais designam por *benchmarks* endógenos. Estes são uma combinação de fundos existentes, ou seja, assemelham-se a fundos de fundos. Desta forma, este método não depende de uma carteira *benchmark* pré-selecionada como no caso dos modelos uni-índice. Mesmo quando se usa a CML, os fundos são avaliados relativamente a outros fundos na mesma categoria de investimento, sendo indiferentes ao índice de mercado escolhido (Morey e Morey, 1999). Procedimentos semelhantes são usados por Kuosmanen (2007) e Hunter, Kandel, Kandel e Wermers (2009). Estes últimos demonstram que esta metodologia reduz substancialmente a correlação entre os resíduos dos fundos dos modelos standard e melhora o cálculo da medida de Jensen (1968). Recentemente, Zhao, Wang e Lai (2011) baseiam-se também em *benchmarks* endógenos para avaliar, neste caso, o desempenho de fundos chineses.

Pela vasta investigação desenvolvida, passos importantes têm sido dados no sentido de construção de *benchmarks* mais eficazes, permitindo, desta forma, uma maior confiança nas estimativas obtidas através dos modelos de avaliação do desempenho.

2.2.4. Seletividade e *timing*

Uma das limitações atribuídas às medidas básicas, e apresentada na secção 2.2.1, reside no facto das mesmas considerarem como estável o risco das carteiras ao longo do tempo. Desta forma, apenas é avaliado o desempenho global dos gestores de fundos, através da sua aptidão para selecionarem títulos sub ou sobreavaliados para as carteiras: capacidade de seletividade. No entanto, como foi evidenciado, dos vários estudos que analisam o comportamento do risco, a grande maioria evidencia a sua variabilidade. Adicionalmente, é referido por alguns autores, como Miller e Gressis (1980), que esta variabilidade será devida à alteração propositada do risco por parte dos gestores, de forma a tentarem prever os movimentos gerais do mercado e obterem, assim, um desempenho superior. Neste sentido, o risco deverá ser encarado como uma variável de decisão sujeita a variação ao longo do tempo, sendo natural tentar avaliar-se o sucesso/insucesso destas “novas” atividades dos gestores de carteiras: capacidade de *timing*. Assim, esta questão passa a constituir uma preocupação para os investigadores e, simultaneamente, um assunto relevante dentro da avaliação do desempenho de carteiras.

Dado que a existência de capacidades de *timing* dos gestores pode conduzir a enviesamentos na medida de Jensen (1968), como demonstrado por Grant (1977), Admati e Ross (1985), Dybvig e Ross (1985a), Lehmann e Modest (1987) e Grinblatt e Titman (1989), entre outros, são desenvolvidos modelos alternativos que permitem medir as capacidades de seletividade e *timing* simultaneamente. Treynor e Mazuy (1966), baseados na equação de Jensen (1968), apresentam um novo modelo³⁸ exatamente com este propósito. Contudo, o seu estudo empírico sobre fundos americanos, durante o período de 1953 a 1962, não mostra capacidade significativa de *timing* por parte dos gestores. Assim, qualquer evidência de desempenho positivo seria devido à capacidade de selecionar títulos para a carteira e não à de previsão da evolução do mercado.

³⁸ Este modelo é formalizado no capítulo 3.

Posteriormente, Jensen (1972), para fazer face às limitações da sua medida apresentada anteriormente, desenvolve uma estrutura teórica para separar as duas componentes do desempenho. Para a sua utilização são necessárias as previsões de *timing* dos gestores, o ajustamento da carteira resultante dessas previsões e a rendibilidade esperada do mercado. No entanto, Jensen (1972) reconhece a sua limitação na aplicação empírica, dada a dificuldade em recolher estas informações. Outra estrutura teórica é apresentada por Fama (1972), o qual apresenta a separação da rendibilidade em excesso da carteira relativamente à taxa isenta de risco em duas partes: risco e seletividade. A rendibilidade decorrente do risco resulta da taxa de rendibilidade obtida quando se constitui uma carteira devidamente diversificada com títulos selecionados aleatoriamente. A rendibilidade decorrente da capacidade de seletividade resulta da rendibilidade adicional obtida quando os títulos a incluir na carteira não são selecionados aleatoriamente, mas sim criteriosamente escolhidos, mantendo ainda o mesmo nível de risco sistemático³⁹. Contudo, esta estrutura teórica, à semelhança da de Jensen (1972), também apresenta problemas de aplicação empírica, face aos dados que exige: uma *proxy* para o nível de risco da carteira; séries temporais da variação das rendibilidades esperadas da carteira de mercado; e, séries temporais das decisões do nível de risco dos gestores.

Uma abordagem alternativa para avaliar as capacidades de *timing* é apresentada por Fabozzi e Francis (1979). Partindo também da equação de Jensen (1968), são acrescentados a esta dois termos com uma variável binária. Desta forma, seria possível, além da identificação da capacidade de seletividade, avaliar também a capacidade de *timing*, através da medição do nível de risco adicional assumido pelos gestores no mercado em alta, face ao assumido no mercado em baixa. A utilização empírica desta regressão para o mercado americano, por Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980), não revela capacidades de seletividade nem de *timing* dos gestores.

Mais tarde, Chen e Stockum (1986) alteram o modelo de Treynor e Mazuy (1966) de forma a considerarem a possível aleatoriedade do *beta*⁴⁰. A aplicação empírica, também para o

³⁹ Fama (1972) ainda subdivide a rendibilidade devida ao risco em duas: risco do investidor e risco do gestor. Por sua vez, a rendibilidade devida à seletividade é também dividida em duas: diversificação e seletividade pura.

⁴⁰ Recorde-se que nem toda a variação do *beta* é originada por atividades de *timing*, pelo que também deve ser considerada a aleatoriedade deste parâmetro.

mercado americano, volta a não mostrar capacidades de *timing* dos gestores, apesar de ter havido alguma evidência de capacidade de seleção de títulos.

Como alternativa, principalmente ao modelo de Treynor e Mazuy (1966), Merton (1981) e Henriksson e Merton (1981) desenvolvem uma outra metodologia para avaliar as capacidades de seletividade e *timing*. Merton (1981) mostra que os padrões de rendibilidades obtidas através de atividades de *timing* são semelhantes àqueles proporcionados por uma estratégia de investimento em opções. Através desta correspondência, o autor apresenta uma teoria de equilíbrio para medir as capacidades de seletividade e *timing*⁴¹ sem necessidade de ter o CAPM por base. Segundo esta teoria, o gestor apenas prevê se a carteira de mercado irá proporcionar rendibilidades superiores ou inferiores aos títulos isentos de risco, que será equivalente, respetivamente, a antever se o mercado estará em alta ou em baixa. Baseados nesta teoria, Henriksson e Merton (1981) desenvolvem testes estatísticos não paramétricos, para quando as previsões dos gestores são observáveis, permitindo avaliar as capacidades de *timing* dos mesmos sem necessidade de assumirem pressupostos sobre a distribuição das rendibilidades do mercado ou sobre qualquer modelo específico de avaliação de ativos. Quando tais previsões não estão disponíveis para o investigador, os autores apresentam testes paramétricos, os quais podem ter por base o CAPM ou outro modelo de avaliação de ativos. Assim, estes testes permitem identificar e separar as capacidades de seletividade e *timing*. O *timing* será, de forma semelhante a Fabozzi e Francis (1979), medido através da diferença entre o risco sistemático da carteira com o mercado em alta e com o mercado em baixa.

O modelo e os procedimentos estatísticos de Henriksson e Merton (1981) são aplicados posteriormente em vários mercados por diferentes autores, entre os quais, Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Kao, Cheng e Chan (1998) e Rao (2000, 2001) para o mercado americano, Armada (1992) e Fletcher (1995) para o mercado do Reino Unido, Vieira e Armada (1998) para fundos de pensões portuguesas e Romacho e Cortez (2005, 2006) para fundos de ações portuguesas. Estes trabalhos concluem, no essencial, que os gestores de fundos ou revelam fraca capacidade de seletividade ou ausência da mesma, não demonstrando capacidades de *timing*. Há mesmo evidência de *timing* negativo e, ainda, uma correlação

⁴¹ Os autores preferem chamar-lhe micro e macroprevisão, respetivamente.

negativa entre ambas as componentes do desempenho⁴². Estes dois últimos resultados têm sido justificados por alguns autores. Assim, Jagannathan e Korajczyk (1986) demonstram empiricamente a existência de *timing* artificial aquando da aplicação deste modelo, argumentando que a existência de títulos tipo opção⁴³ no índice de mercado provocará *timing* positivo (negativo) e seletividade negativa (positiva), em carteiras com maior (menor) concentração deste tipo de títulos. Segundo Middleton e Prather (2003), a existência de *timing* negativo pode ser justificada, em parte, pela entrada de fluxos monetários nos fundos. Se os gestores não investirem rapidamente esses fluxos, tal provocará uma diminuição do risco sistemático dos mesmos, conduzindo ao eventual *timing* negativo. Henriksson (1984) refere que a correlação negativa verificada pode dever-se à deficiente especificação da carteira de mercado e/ou à omissão de fatores relevantes no modelo. Armada (1992) atribui a relação inversa entre as duas componentes, ainda, a erros de estimativa nas variáveis do modelo. Connor e Korajczyk (1991) estendem o modelo de Henriksson e Merton (1981) ao contexto da APT, mas os seus resultados voltam a ser semelhantes à aplicação do modelo base.

Outro modelo alternativo, ainda, é proposto por Pflleiderer e Bhattacharya (1983). Os autores baseiam-se no modelo de Treynor e Mazuy (1966) e demonstram que para a medição da seletividade e *timing* não é necessário ter disponível todas as informações requeridas por Jensen (1972). Este modelo é testado por Lee e Rahman (1990) para o mercado americano e por Armada (1992) para o mercado do Reino Unido, onde são obtidos resultados opostos aos verificados para o modelo de Henriksson e Merton (1981). Ambos os trabalhos identificam algumas capacidades de seletividade e *timing* a nível individual dos fundos, embora menores em Armada (1992), e uma correlação positiva entre estas duas componentes do desempenho. No entanto, como referem Armada (1992) e Coggin, Fabozzi e Rahman (1993), estes resultados podem ficar a dever-se à principal limitação desta metodologia: o facto do *timing* ser forçado a ser não negativo. Mais tarde, Cortez e Armada (1997) aplicam o mesmo modelo para fundos portugueses, mas agora com resultados diferentes. O seu trabalho não mostra capacidade de seletividade nem de *timing* por parte dos gestores, além de revelar uma correlação negativa entre ambas. Mais recentemente, Imisiker e Ozlale (2008), para fundos turcos, voltam a obter resultados semelhantes aos de Lee e Rahman (1990). Face à correlação

⁴² O *timing* negativo revela que, contrariamente ao que seria de esperar, os gestores adotam um nível de risco sistemático superior para o mercado em baixa relativamente ao mercado em alta. Por sua vez, a correlação negativa é consistente com a ideia de que os gestores desenvolvem atividades de especialização em seletividade ou em *timing*.

⁴³ Estes títulos poderão ser ações de empresas muito voláteis, obrigações arriscadas ou produtos derivados.

positiva observada, os autores concluem que “(...) *a mutual fund manager can have both selectivity and timing abilities*” (Imisiker e Ozlale, 2008, pp. 95), o que é contrário à maioria das investigações realizadas. De facto, a relação entre estas duas componentes tem constituído um puzzle para os investigadores!

Face aos resultados obtidos com os modelos apresentados, os quais não são totalmente satisfatórios, levam os investigadores a novos desenvolvimentos em várias vertentes, os quais são apresentados de seguida.

Desde logo, Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic (2000) e Bollen e Busse (2001) estudam os efeitos na avaliação do desempenho, particularmente na capacidade de *timing*, do uso de rendibilidades mensais quando os gestores tomam decisões diárias. Os autores mostram, neste contexto, que as rendibilidades diárias proporcionam cálculos mais precisos do que as rendibilidades mensais. É assim defendido que se deve usar um horizonte temporal na avaliação do desempenho que corresponda ao verdadeiro horizonte de investimento dos gestores⁴⁴.

De forma a permitir a comparação de resultados, os investigadores começam a utilizar mais do que um modelo nos seus trabalhos, com destaque para os de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981). Assim, Hallahan e Faff (1999) usam estes modelos para fundos australianos no período de 1988 a 1997, aos quais acrescentam ainda um termo cúbico de acordo com as críticas de Jagannathan e Korajczyk (1986). Os seus resultados não evidenciam capacidade de seletividade e revelam pouca de *timing* por parte dos gestores, sendo que as diferenças entre os modelos não são significativas. Kok, Goh e Wong (2004) aplicam a mesma metodologia para fundos da Malásia em diferentes períodos de 1995 a 2001. Apesar deste trabalho ter identificado capacidades de seletividade dos gestores, as de *timing* foram inexistentes. Os mesmos modelos, juntamente com os de Pfliegerer e Bhattacharya (1983) e Grinblatt e Titman (1989, 1994)⁴⁵, e com o uso de três carteiras *benchmark*, são ainda aplicados por Lhabitant (2001), para fundos suíços entre 1977 e 1999. Em consonância com

⁴⁴ Na secção 2.2.1 já tinha ficado clara esta ideia, nomeadamente por Chen e Lee (1981, 1986), aquando da análise das medidas básicas.

⁴⁵ Este modelo é baseado na composição das carteiras. A aplicação desta metodologia para avaliar a seletividade e o *timing* pode ser consultada, v.g., em Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997) e Wermers (2000).

os estudos anteriores, também este não revela capacidades de seletividade e *timing* dos gestores.

Prather, Middleton e Cusack (2001) aplicam também os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981), neste caso a uma amostra de fundos australianos entre 1993 e 1998, verificando que os gestores não apresentam capacidade de seletividade nem de *timing*. Adicionalmente é observado que não há uma diferença de desempenho significativa entre os fundos geridos por um só gestor e por uma equipa. Jiang (2003) desenvolve novos testes não paramétricos baseados nos de Henriksson e Merton (1981), mas a capacidade de *timing* continua a ser inexistente para os fundos americanos. Stevenson (2004) aplica, aos fundos de pensões irlandeses, de 1988 a 2000, desde as medidas básicas, passando pela proposta de Chen e Stockum (1986), pelo modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) e terminando nos testes não paramétricos e paramétricos de Henriksson e Merton (1981). Apesar do modelo de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) e os testes não paramétricos de Henriksson e Merton (1981) terem evidenciado alguma capacidade de *timing*, globalmente os gestores não mostram capacidades nem de seletividade nem de *timing*. É também revelada uma significativa correlação negativa entre as duas componentes para todos os modelos aplicados.

Drew, Veeraraghavan e Wilson (2005) aplicam também, e ainda, os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981), bem como o de Elton, Gruber e Blake (1996), tendo obtido evidência de pouca capacidade de macro e microprevisão para os fundos de pensões australianos. Contrariamente à generalidade dos trabalhos revistos anteriormente, este não revela correlação negativa entre seletividade e *timing*. Comer (2006), com o objetivo de estudar os efeitos da exclusão de índices de obrigações e variáveis de *timing* de obrigações do modelo de Treynor e Mazuy (1966), como sugerido por Lehmann e Modest (1987), estende o mesmo ao contexto da APT, de forma a incluir esses fatores. O seu modelo mostra a influência destes fatores na avaliação da capacidade de *timing* dos fundos mistos americanos, apesar dos diferentes períodos analisados (1981 a 1991 e 1992 a 2000) condicionarem as conclusões finais. Assim, para o período mais antigo (recente) o novo modelo demonstra menor (maior e significativa) capacidade de *timing* dos gestores relativamente ao modelo base de Treynor e Mazuy (1966).

Face à preocupação da correta identificação dos padrões de comparação na avaliação do desempenho, alguns autores tentam aferir os efeitos da utilização de diferentes *benchmarks* na decomposição do desempenho global. Assim, Coggin, Fabozzi e Rahman (1993) ao usarem os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Pfliegerer e Bhattacharya (1983)⁴⁶, numa amostra de fundos de pensões americanos entre 1983 e 1990, verificam que as medidas de seletividade e *timing* são sensíveis à escolha do *benchmark*. Esta sensibilidade é também evidenciada no trabalho de Chen e Jang (1994), através da utilização do modelo de Pfliegerer e Bhattacharya (1983) a quinze fundos internacionais americanos no período de 1980 a 1989. Bello e Janjigian (1997) também obtêm resultados consistentes com os anteriores ao estudarem fundos americanos entre 1984 e 1994. Ao incluírem três *benchmarks* no modelo de Treynor e Mazuy (1966), estes autores identificam capacidades significativas de seletividade e *timing*, contrariamente ao verificado em vários estudos, através da utilização do modelo base.

Mais tarde, Dellva, DeMaskey e Smith (2001) aplicam os modelos de Jensen (1968), Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981) e três *benchmarks* a uma amostra de fundos americanos que investem primordialmente em ações apenas de um setor específico, durante o período de 1989 a 1998. Apesar dos resultados revelarem capacidade de seletividade positiva e *timing* negativo, a escolha dos modelos não afeta significativamente os resultados no seu conjunto. No entanto, tal acontece com a escolha de diferentes *benchmarks*, o que leva os autores a defenderem que a escolha do *benchmark* é muito mais importante do que a escolha do modelo. Um estudo semelhante desenvolvido por Coles, Daniel e Nardari (2004), mas para fundos americanos de ações com um universo de investimento mais alargado, de 1982 a 2002, conduz, no entanto, a resultados de certa forma opostos. São usados dois índices de ações e aplicados os mesmos três modelos e ainda o modelo de Carhart (1997). Os fatores deste último modelo são também integrados nos modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981). Os resultados mostram que a deficiente especificação do modelo afeta gravemente as medidas de seletividade e *timing*⁴⁷, mas não de forma significativa o desempenho global, desde que os desvios em ambos sejam de sinal oposto e tendam a compensar-se. Em termos da utilização de diferentes *benchmarks*, estes autores verificam que, apesar dos resultados não serem qualitativamente alterados, a significância estatística é mais

⁴⁶ O modelo de Pfliegerer e Bhattacharya (1983) é alterado de forma a que o *timing* possa ser negativo.

⁴⁷ Particularmente quando o gestor usa uma estratégia de *timing* subjacente a um modelo e depois a avaliação é efetuada por outro.

baixa quando o *benchmark* está deficientemente especificado. Matallín-Sáez (2006) também analisa o efeito da omissão de um *benchmark* importante na avaliação do desempenho, particularmente a nível das capacidades de seletividade, *timing* e sazonalidade⁴⁸ dos fundos espanhóis. O autor conclui que a omissão de *benchmarks* afeta os resultados, conduzindo a uma maior evidência de *timing* negativo e sazonalidade positiva no início do ano.

Recentemente, com o objetivo de contribuir para o aperfeiçoamento do *benchmark* utilizado, Holmes, Faff e Clacher (2010) constroem um indicador de *timing* com base na análise de estilo de Sharpe (1992) apresentada na secção anterior. O seu estudo sobre uma amostra de fundos australianos entre 1990 e 2005 revela que, embora a metodologia aplicada permita identificar maior evidência de capacidade de *timing* do que as metodologias anteriores, a maioria dos fundos continua a não demonstrar, neste caso, capacidade de superar aquele indicador.

Dado que a eventual deficiente especificação do modelo e do *benchmark* pode afetar a correta avaliação do desempenho de carteiras, uma possível solução pode passar pela introdução da condicionalidade dentro e fora dos modelos de seletividade e *timing* (Coles, Daniel e Nardari, 2004).

Na realidade, a informação condicional⁴⁹ passa também a ser incluída nos modelos base de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981). É o caso de Patro (2001) e Middleton e Prather (2003) que aplicam os modelos de Jensen (1968) e Treynor e Mazuy (1966), assim como as respetivas versões condicionais. O primeiro estudo analisa os fundos internacionais fechados do mercado americano para o período de 1991 a 1997. O segundo trabalho compara dois grupos de fundos do mesmo mercado entre 1992 e 2001, os geridos apenas por um gestor e os geridos por um grupo de gestores. Ambos os trabalhos não revelam capacidades dos gestores selecionarem títulos sub ou sobreavaliados e de ajustarem devidamente as carteiras em função das suas previsões de evolução futura do mercado. Engstrom (2003) também aplica aqueles modelos condicionais e, ainda, o modelo de Henriksson e Merton (1981) condicional. Os resultados mostram, relativamente aos fundos domésticos e estrangeiros

⁴⁸ Esta sazonalidade é definida pelo autor “(...) as fund management at specific moments of time with the objective of achieving positive abnormal returns to improve performance” (Matallín-Sáez, 2006, pp. 1484).

⁴⁹ Este assunto será analisado e debatido em maior detalhe na secção seguinte.

registados na Suécia e que investem na Europa e na Ásia entre 1993 e 1998, fraca capacidade em ambas as componentes. Os autores observam ainda que os fundos que investem fora dos seus mercados de origem obtêm um desempenho mais fraco, sendo este facto conhecido como “efeito distância”. Este efeito é também evidenciado por Romacho e Cortez (2005, 2006) para o mercado português, no entanto, apenas para a capacidade de seletividade, já que para o *timing* o efeito foi inverso. Também Prather e Middleton (2006) aplicam os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981) condicionais, com vários *benchmarks*, para a mesma amostra de Middleton e Prather (2003). Os resultados continuam a revelar fraco desempenho dos gestores nas duas componentes. São ainda confirmadas as conclusões obtidas por Prather, Middleton e Cusack (2001) e por Middleton e Prather (2003) relativamente ao facto da gestão individual das carteiras conduzir a um desempenho semelhante à gestão em equipa. Mais recentemente, Ntozi-Obwale, Fletcher e Power (2009) aplicam os procedimentos de Ferson e Qian (2004), os quais se baseiam no modelo de Treynor e Mazuy (1966). Os autores avaliam as duas componentes do desempenho de 432 fundos de ações e mistos do Reino Unido, entre 1988 e 2002, para fases de expansão e contração da economia. Os resultados mostram muito pouca evidência de capacidade de seletividade, embora alguma evidência de capacidade de *timing*, particularmente para os fundos de ações de crescimento e rendimento e para os fundos mistos, dependendo esta capacidade da fase em que se encontre a economia.

Face à evidência das fracas capacidades demonstradas pelos gestores tanto em seletividade como em *timing* (salvo algumas exceções) e, como forma de contribuírem para uma melhor seleção de carteiras por parte dos investidores, alguns autores tentam estabelecer uma relação entre as características dos fundos e estas duas componentes.

Neste âmbito, Lhabitant (2001) verifica alguma evidência de desempenho superior para os fundos de maior dimensão e para aqueles que apresentam comissões de gestão mais elevadas. Por sua vez, Jiang (2003) observa uma relação positiva do desempenho de *timing* com a idade dos fundos, com a experiência dos gestores e com a estabilidade dos fluxos monetários direcionados para as carteiras, e uma relação negativa com a dimensão das carteiras. Note-se que este último resultado pode justificar-se pelo facto de um gestor ter mais dificuldade em ajustar uma carteira de maior dimensão ao mercado do que uma com menor dimensão,

levando assim a um menor desempenho de *timing*. Imisiker e Ozlale (2008), contrariamente a Lhabitant (2001), verificam uma correlação negativa e significativa entre as comissões de gestão e a seletividade e o *timing*. Este facto sugere que os gestores não são remunerados de acordo com o seu desempenho, o que acaba por não ser favorável para o investidor. A experiência dos gestores, e à semelhança de Jiang (2003), também parece ter um efeito positivo quer na seletividade quer no *timing*, particularmente neste último. A dimensão dos fundos voltou a revelar um efeito negativo no *timing*, mas um efeito positivo na seletividade.⁵⁰

Apesar destas conclusões, e com exceção para as comissões de gestão, as restantes características apresentam uma fraca relação com as duas componentes do desempenho, o que parece dificultar a tarefa dos investidores na escolha dos fundos com base nas suas características.

Mais recentemente, Bae e Yi (2008) justificam o fraco desempenho evidenciado pelos gestores, através da existência de pequenas regras que são impostas pelos reguladores e que limitam a liberdade de gestão dos fundos e impedem os seus gestores de preverem a evolução do mercado. Quando são removidas essas regras, os autores observam que o desempenho de *timing* melhora significativamente, pelo que sugerem que o *timing* perverso verificado em diversas investigações pode ficar a dever-se à imposição dessas regras.

Após o surgimento dos modelos base que permitem a avaliação das capacidades de seletividade e *timing* dos gestores, os vários estudos apresentados têm-nos aplicado em diferentes cenários. Daqui surgem indicações relativamente às questões mais relevantes que devem ser consideradas na aplicação destes modelos. Assim, destaca-se, por um lado, a identificação do *benchmark* adequado, o qual se relaciona com as características das carteiras a serem avaliadas e com o modelo de avaliação de ativos, apontando para a utilização de

⁵⁰ Outros autores, apesar de não estudarem os efeitos particulares na seletividade e no *timing*, analisam a influência das características dos fundos no desempenho geral. Elton, Gruber, Brown e Goetzmann (2006) verificam que o *turnover* (rotação dos ativos nas carteiras) tem uma relação negativa com o desempenho e que os fundos com comissões mais elevadas apresentam um pior desempenho. Adicionalmente, Evans (2008) verifica que quanto maior é a parte da carteira dos fundos detida pelos próprios gestores, maior é o desempenho desses fundos. Repare-se que este resultado é particularmente consistente com a redução dos custos de agência. Recentemente, Budiono e Martens (2010), ao estudarem o mercado de fundos de ações dos Estados Unidos da América, verificam que algumas características dos fundos, como o *turnover* das carteiras, podem, de facto, prever o seu desempenho futuro. Desta forma, os investidores ou gestores (de fundos de fundos) podem tirar partido desta circunstância para selecionarem os fundos, melhorando o desempenho futuro das suas carteiras.

modelos multifatores, por outro, é sugerida a inclusão de informação pública nos mesmos. Nesta sequência, “(...) *future research may consider the incorporation of multi index models with traditional selectivity and timing technology, in a conditional setting, to further decompose alpha generation by managers*” (Drew, Veeraraghavan e Wilson, 2005, pp. 124).

2.2.5. Modelos condicionais de avaliação do desempenho

A inclusão de informação pública nos modelos que avaliam globalmente o desempenho e nos que separam o mesmo em seletividade e *timing* tem sido anunciado, nos últimos anos, como um dos desenvolvimentos mais promissores para o melhoramento da avaliação do desempenho de carteiras de ativos financeiros.

Os modelos até agora apresentados neste trabalho (com algumas exceções na secção anterior) são modelos não condicionais, no sentido em que é assumido que o risco e as rendibilidades esperadas da carteira não variam com o estado da economia, sendo as mesmas constantes ao longo do tempo. As estimativas de desempenho obtidas neste contexto serão enviesadas, como demonstrado por Jagannathan e Wang (1996). Em rigor, a variação do risco e do prémio de risco já havia sido reconhecida anteriormente, como debatido na secção anterior, mas foi confundida com o desempenho do gestor, ou seja, foi interpretada como refletindo informação superior ou capacidade de *timing*. Contudo, Ferson e Schadt (1996) dão-lhe uma interpretação diferente. Segundo estes autores, uma estratégia que possa ser replicada usando informação pública não deve ser avaliada como conduzindo a desempenho superior. Neste contexto, os modelos não condicionais podem estar a atribuir um desempenho superior a uma estratégia que apenas usa informação pública! Desta forma, a avaliação do desempenho condicional é consistente com a eficiência do mercado na forma semiforte, em que apenas é possível obter um desempenho superior obtendo informações adicionais às públicas, e usando-as adequadamente. O facto de vários estudos terem observado que variáveis

económicas e financeiras públicas são úteis na previsão das rendibilidades das ações⁵¹, como sejam, as taxas de juro, o *dividend yield* e o *Earnings Price Ratio (EPR)*⁵², reforçam a relevância da introdução da condicionalidade nos modelos.

Ferson e Schadt (1996) são os primeiros autores a introduzirem a informação pública nos modelos de avaliação de desempenho de carteiras. O seu estudo incide sobre fundos de ações americanos, para o período de 1968 a 1990, utilizando cinco variáveis de informação pública⁵³. Os resultados evidenciam que, por um lado, a introdução da condicionalidade na medida de Jensen (1968) deixa de revelar um desempenho negativo dos fundos, para apresentar um desempenho aproximadamente neutro. Por outro lado, a introdução da informação pública nos modelos de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981) elimina a evidência de *timing* negativo. É ainda observado que, “(...) *the use of conditioning information in performance measurement is both statistically and economically significant*” (Ferson e Schadt, 1996, pp. 458). De facto, em termos estatísticos, os modelos condicionais revelam um maior poder explicativo da rendibilidade dos fundos. Em termos económicos, permitem detetar padrões no risco sistemático dos fundos que possibilitam aos investidores acompanhar as estratégias seguidas pelos gestores. No entanto, apesar destes resultados, os autores fazem notar que a abordagem condicional não é a solução para todos os problemas anteriormente identificados na avaliação do desempenho. Mantêm-se, ainda, a questão do *benchmark* adequado, e particularmente quando se pretende distinguir as capacidades de seletividade e *timing*, a questão do horizonte temporal de investimento e do uso de opções nas carteiras [crítica de Jagannathan e Korajczyk (1986)].

Ferson e Warther (1996) aplicam a medida de Jensen (1968) e o modelo de Treynor e Mazuy (1966), não condicionais e condicionais, para uma amostra semelhante a Ferson e Schadt (1996), também do mercado americano e para o mesmo período, usando como variáveis públicas o *dividend yield* e as taxas de juro de curto prazo. Os resultados são consistentes com Ferson e Schadt (1996), no sentido em que os modelos não condicionais revelam desempenho

⁵¹ Além dos estudos indicados na secção 2.2.1, também são exemplo, os de Fama e French (1989), Ferson e Harvey (1993), French, Schwert e Stambaugh (1987), Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), Pesaran e Timmermann (1994, 1995) e Iltanen (1995).

⁵² É o inverso do PER, ou seja, é a relação entre o lucro por ação e a cotação dessa ação.

⁵³ As variáveis utilizadas são: taxa de juro de curto prazo; o *dividend yield* de um índice de mercado; declive da estrutura temporal das taxas de juro; *spread* entre as rendibilidades de obrigações de empresas com diferentes *ratings*; e, uma variável *dummy* para o mês de janeiro. Estas variáveis passam a ser uma referência para as investigações posteriores.

global negativo e *timing* negativo, contrariamente aos condicionais, em que o desempenho global e o *timing* são neutros. É ainda identificada uma correlação negativa entre os *betas* condicionais e as rendibilidades esperadas do mercado, o que acaba por ser contraintuitivo⁵⁴. Ferson e Schadt (1996) e Ferson e Warther (1996) justificam esta correlação negativa e a variação dos *betas*, pelo menos em parte, pelas novas entradas de fluxos monetários nos fundos. Assim, assumindo que novas entradas significativas de fluxos dos investidores antecipam uma subida do mercado, as mesmas provocam uma diminuição do risco sistemático do fundo, pelo facto de uma parte significativa da carteira se manter sob a forma de liquidez⁵⁵, levando então àquela correlação negativa. Desta forma, uma relação negativa (positiva) entre o *beta* condicional e a rendibilidade esperada do mercado conduz a um desempenho condicional superior (inferior) ao não condicional. Acrescente-se, ainda, que a menor capacidade dos modelos não condicionais na identificação das capacidades de *timing* pode justificar a alteração da avaliação no contexto condicional. De facto, enquanto nos modelos não condicionais, qualquer informação correlacionada com as rendibilidades futuras do mercado é considerada capacidade de antecipar a evolução do mercado, nos modelos condicionais pretende-se distinguir a capacidade de *timing* baseada na informação pública, a qual não terá valor, da real capacidade de *timing* que é obtida com as informações não públicas.

Na sequência destes trabalhos iniciais, os investigadores mostram um interesse acrescido nesta temática e começam a avaliar o desempenho no contexto condicional, particularmente confrontando os resultados dos modelos não condicionais com os condicionais. Assim, são identificadas três tendências quando se introduz a condicionalidade nos modelos: os que obtêm melhor desempenho e um aumento do poder explicativo dos modelos; os que obtêm pior desempenho; e, os que não observam diferenças significativas entre os dois contextos.

Dentro do primeiro grupo, Sawicki e Ong (2000) estudam os fundos australianos, entre 1983 e 1995, usando a medida de Jensen (1968) e o modelo de Treynor e Mazuy (1966), condicionais e não condicionais, e as mesmas variáveis públicas que Ferson e Warther (1996). Os resultados mostram que a condicionalidade melhora a avaliação do desempenho, tanto na

⁵⁴ Ou seja, o *beta* aumenta quando se perspetiva uma diminuição da rendibilidade do mercado e vice-versa.

⁵⁵ Middleton e Prather (2003), como já referido anteriormente, também identificam este efeito, mas para justificarem o *timing* negativo.

componente de seletividade (com alfas superiores e positivos) como na de *timing* (com uma redução significativa do número de coeficientes de *timing* negativos). Como referido por Sawicki e Ong (2000), o melhoramento do desempenho através da abordagem condicional parece ser, de alguma forma, contraintuitivo. De facto, sendo os modelos condicionais mais exigentes na avaliação do desempenho, dado que assumem a eficiência semiforte do mercado, deviam conduzir a resultados mais negativos e não mais positivos! No entanto, e como já defendido por Ferson e Schadt (1996) e Ferson e Warther (1996), também Sawicki e Ong (2000) justificam o melhoramento dos resultados com a existência de correlação negativa entre os *betas* condicionais e as rendibilidades do mercado, motivada pela entrada de fluxos monetários nos fundos.

Vários estudos posteriores reforçam a maior capacidade dos modelos condicionais em apresentarem um desempenho superior e de permitirem um maior poder explicativo das rendibilidades das carteiras. Este aumento do poder explicativo é verificado por Ferson e Qian (2004), com a aplicação da medida de Jensen (1968) e Treynor e Mazuy (1966), para o mercado dos Estados Unidos da América entre 1973 e 2000. Ainda sobre este mercado são obtidas as mesmas conclusões por Otten e Bams (2004), para o período de 1962 a 2000. Estes autores têm como objetivo principal, no seu trabalho, identificar o modelo que melhor permite avaliar o desempenho. Assim, usando a medida de Jensen (1968) e o alfa com base nos modelos de Fama e French (1993), Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) e Carhart (1997), observam que “*all conditional models are superior to their unconditional peers*” (Otten e Bams, 2004, pp. 221). No entanto, o último modelo, tanto no contexto não condicional como condicional, é o que melhor explica a rendibilidade dos fundos. Relativamente ao mercado espanhol, para o período de 1994 a 2002, ao usarem a medida de Jensen (1968) e sete variáveis públicas, também Agudo, Magallón e Sarto (2006) observam um melhor desempenho com o modelo condicional (embora o desempenho continue negativo) e um aumento do seu poder explicativo. Este aumento do poder explicativo dos modelos condicionais é ainda verificado por Bauer, Otten e Rad (2006a), quando são analisados os fundos da Nova Zelândia entre 1990 e 2003 com o modelo de Carhart (1997). O desempenho destes fundos, apesar de continuar a ser não positivo com o modelo condicional torna-se, no entanto, menos negativo. É também verificada persistência deste desempenho negativo no curto prazo. A análise do mercado português por Leite e Cortez (2009) com a medida de

Jensen (1968), para o período de 2000 a 2004, continua a reforçar a ideia de que a condicionalidade aumenta o poder explicativo dos modelos e melhora o desempenho dos fundos, apesar do mesmo continuar a ser não positivo. Estes autores confirmam ainda o “efeito distância” anteriormente identificado por Romacho e Cortez (2005, 2006) para este mercado, mas sem introdução da condicionalidade.

O mercado europeu foi analisado globalmente por Otten e Bams (2002), para os fundos de ações entre 1991 e 1998, através da aplicação do modelo de Carhart (1997), e por Silva, Cortez e Armada (2003), para os fundos de obrigações, entre 1994 e 2000, através da aplicação da medida de Jensen (1968) e de um modelo multifator. A tendência de melhoramento com a aplicação dos modelos condicionais também se verifica, mas de uma forma muito menos intensa do que nas investigações anteriores. O primeiro estudo identifica desempenho positivo dos fundos (principalmente para os que investem em empresas de pequena dimensão) e o segundo revela desempenho negativo. Também Cortez, Silva e Areal (2009) ao estudarem o mercado europeu entre 1996 e 2007, mas de fundos socialmente responsáveis, através da medida de Jensen (1968), verificam que as versões condicionais conduzem apenas a um ligeiro melhoramento do poder explicativo do modelo e do desempenho, sendo este aproximadamente neutro. Os autores concluem ainda que o desempenho dos fundos socialmente responsáveis é semelhante aos fundos convencionais, o que parece indicar que restrições de natureza ética e social não prejudicam o desempenho dos fundos ⁵⁶. Muito recentemente, o fraco melhoramento do desempenho através da condicionalidade é, ainda, verificado por Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2010a). A aplicação dos testes não paramétricos de Jiang (2003), ao mercado do Reino Unido entre 1988 e 2002, revelam pouca capacidade de *timing* dos gestores de fundos de ações e de fundos mistos.

⁵⁶ Assuntos como o ambiente, os direitos humanos e a energia nuclear aumentam a consciência dos investidores e investigadores para as questões do investimento socialmente responsável. Assim, na última década e meia vários trabalhos têm sido desenvolvidos nesta área. São exemplos, os de Hamilton, Jo e Statman (1993), Goldreyer e Diltz (1999), Statman (2000), Bello (2005), Chang e Witte (2010), Rodríguez (2010) e Mallett e Michelson (2010) para os Estados Unidos da América; os de Luther e Matatko (1994), Gregory, Matatko e Luther (1997) e Gregory e Whittaker (2007) para o Reino Unido; o de Bauer, Otten e Rad (2006b) para o mercado australiano; o de Bauer, Derwall e Otten (2007) para o mercado canadiano; o de Cascarelli, Federico e Notte (2010) para o mercado italiano; e, o de Kreander, Gray, Power e Sinclair (2005) para vários países europeus e o de Cortez, Silva e Areal (*forthcoming*) através da comparação do mercado europeu com o mercado americano.

No segundo grupo de estudos, e contrariamente aos anteriores, é observado menor desempenho com os modelos condicionais do que com os não condicionais. Kryzanowski, Lalancette e To (1997) ainda obtêm um resultado misto, quando aplicam a APT num contexto condicional para avaliar os fundos canadianos para o período de 1981 a 1988. O modelo condicional melhora as estimativas de seletividade (mantendo-se negativa) mas piora as de *timing*. O trabalho de Patro (2001), já referido anteriormente, através da medida de Jensen (1968) e do modelo de Treynor e Mazuy (1966), para o mercado dos Estados Unidos da América, identifica capacidade de *timing* negativa quando usa o contexto condicional, contrariamente ao modelo não condicional, em que tal não se verifica. Similarmente, Cortez e Silva (2002) verificam uma diminuição do desempenho (passa de positivo para neutro) quando aplicam a medida de Jensen (1968) condicional a fundos portugueses entre 1994 e 1998. No entanto, consistente com o primeiro conjunto de estudos, o poder explicativo do modelo aumentou, o que leva os autores a reconhecerem que “(...) *the incorporation of public information variables is an important contribution to the process of evaluating fund performance*” (Cortez e Silva, 2002, pp. 1405).

No terceiro e último grupo de estudos não são reveladas diferenças significativas de desempenho e poder explicativo entre os modelos condicionais e os não condicionais. É o caso dos trabalhos de Blake e Timmermann (1998) e Blake, Lehmann e Timmermann (2002) sobre fundos do Reino Unido. Ambos os trabalhos revelam capacidade global negativa, quando são analisados, respetivamente, os fundos de ações, entre 1972 e 1995, e os fundos de pensões entre 1986 e 1994. A investigação de Middleton e Prather (2003), para o mercado dos Estados Unidos da América, através da aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966), e como já referido anteriormente, não revela capacidades de seletividade nem de *timing*, sendo este mesmo negativo. Os resultados globais são semelhantes entre as versões condicionais e não condicionais, apesar da existência de valores mais significativos para a seletividade aquando do uso da condicionalidade. A semelhança dos resultados entre ambas as versões foi ainda evidenciada por Deaves (2004), para o mercado canadiano, com a medida de Jensen (1968), ficando também neste trabalho evidente a dificuldade em os gestores ultrapassarem os respetivos *benchmarks*. Bauer, Koedijk e Otten (2005) analisam o desempenho de uma amostra de fundos de ações convencionais e socialmente responsáveis da Alemanha, do Reino Unido e dos Estados Unidos da América, para o período de 1990 a 2001, usando a medida de

Jensen (1968) e o modelo de Carhart (1997). Também neste trabalho as conclusões dos autores não são afetadas aquando da introdução da condicionalidade, indicando as mesmas, e em consonância com Cortez, Silva e Areal (2009), um desempenho semelhante entre os fundos socialmente responsáveis e os fundos convencionais.

Apesar de alguns resultados mistos, verifica-se que a grande maioria dos estudos suporta a validade da introdução da condicionalidade nos modelos, melhorando o poder explicativo dos mesmos e o desempenho das carteiras.

Como descrito, o modelo de Ferson e Schadt (1996) apenas assume a variação temporal do risco sistemático e neste sentido é parcialmente condicional. No entanto, não é difícil aceitar a ideia de que também o desempenho global das carteiras, avaliado através do alfa, é variável ao longo do tempo em função do estado da economia. Neste contexto, Christopherson, Ferson e Glassman (1998) propõem a utilização de uma abordagem totalmente condicional, onde é permitida a variação do desempenho e do risco, a qual pode contribuir, ainda, para uma avaliação mais adequada do desempenho. Em termos empíricos, os autores aplicam a medida de Jensen (1968) no contexto não condicional, parcialmente condicional e totalmente condicional, a uma amostra de fundos de pensões dos Estados Unidos da América entre 1979 e 1990. Em termos globais é verificado fraco desempenho global e, contrariamente ao estudo de Ferson e Schadt (1996), o desempenho é muito semelhante entre o modelo não condicional e condicional. Este resultado, e face às características destas aplicações, é justificado pela não entrada significativa de fluxos monetários nos fundos, o que é consistente com a explicação de Ferson e Schadt (1996) e Ferson e Warther (1996). No entanto, foi observado um aumento gradual do poder explicativo dos modelos, desde o não condicional até ao totalmente condicional, particularmente neste último. Estes últimos resultados são confirmados por Christopherson, Ferson e Turner (1999), no entanto com a identificação de um melhor desempenho no modelo totalmente condicional face ao parcialmente condicional.

Alguns dos trabalhos anteriormente referidos também comparam os resultados obtidos pelas abordagens totalmente e parcialmente condicionais. Nesta linha estão os trabalhos de Blake, Lehmann e Timmermann (2002), Otten e Bams (2004), Cortez, Silva e Areal (2009) e Leite e

Cortez (2009). No entanto, as diferenças de resultados obtidas não são significativas⁵⁷, tanto a nível da avaliação do desempenho como do poder explicativo dos modelos, sendo esta talvez uma justificação importante para a menor utilização dos modelos totalmente condicionais.

Baseados essencialmente nas abordagens condicionais, e de forma semelhante ao verificado para os modelos não condicionais apresentados na secção anterior, os trabalhos mais recentes têm produzido novos desenvolvimentos e análises, tentando explorar agora as potencialidades da inclusão da informação pública nos modelos de avaliação de desempenho. Assim, a relação entre as características dos fundos e o seu desempenho é uma das análises efetuadas no âmbito dos modelos condicionais.

Dahlquist, Engstrom e Soderlind (2000) estudam o mercado sueco de fundos de ações, de obrigações e do mercado monetário, com a medida de Jensen (1968) condicional e não condicional para o período de 1993 a 1997. Os seus resultados mostram que o desempenho dos fundos de ações é neutro e o dos restantes é negativo. De todas as formas, os fundos que apresentam melhor desempenho são os de menor dimensão, os que possuem mais baixas comissões, os geridos mais ativamente e, nalguns casos, os que apresentam um melhor desempenho no passado. É também verificada uma relação positiva entre o desempenho passado e os fluxos monetários direcionados para os fundos, o que revela que os investidores tendem a canalizar o seu capital para as carteiras com melhor desempenho. De forma semelhante, também o estudo de Otten e Bams (2002) já referido, e o de Ferruz, Nieves e Vargas (2008)⁵⁸ sobre fundos espanhóis para o período de 1994 a 2002, identificam uma relação negativa do desempenho com as comissões, mas contrariamente observam uma relação positiva com a dimensão das carteiras. Esta relação positiva é ainda observada pelo trabalho já referenciado de Bauer, Otten e Rad (2006a).

Face a estes resultados, e considerando também os obtidos na secção anterior com os modelos não condicionais, parece existir uma tendência para uma relação negativa entre o desempenho e as comissões, mas resultados mistos entre o desempenho e a dimensão dos fundos. De facto,

⁵⁷ Apesar de Blake, Lehmann e Timmermann (2002) observarem um desempenho positivo para o modelo totalmente condicional e negativo para o parcialmente condicional, os autores concluem que as diferenças não são significativas.

⁵⁸ Os resultados destes autores com a aplicação da medida de Jensen (1968), condicional e não condicional, revelam desempenho negativo. Desta forma, parece que os gestores não usam adequadamente nem a informação pública, nem a informação não pública.

parece que, contrariamente ao que seria de esperar, não são os fundos que geram melhor desempenho aqueles que têm melhores comissões. Por outro lado, parece que nem sempre a maior dimensão das carteiras favorece o desempenho.

Outra tendência de aplicação dos modelos condicionais nos últimos anos tem sido a substituição dos modelos de apenas um fator (o mercado) por modelos multifatores. Recorde-se que Ferson e Schadt (1996) tinham já argumentado que apenas a introdução de informação pública nos modelos, sendo importante, não é suficiente! Neste contexto, Silva, Cortez e Armada (2003) verificam mesmo que o modelo multifator aplicado no seu trabalho contribui de forma superior para explicar a rendibilidade dos fundos face à introdução da informação pública.

Neste contexto, “*an important application of the Ferson-Schadt framework is to alternative models of equilibrium such as that used by Elton et al. (1993) (...)*” (Sawicki e Ong, 2000, pp. 520). De facto, alguns dos trabalhos anteriormente referidos, e outros, seguem esta linha de investigação. Blake e Timmermann (1998) usam o modelo de Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) e Otten e Bams (2002) aplicam o modelo de Carhart (1997). Leite, Cortez e Armada (2009) aplicam o modelo de Fama e French (1993) condicional e não condicional para avaliarem o desempenho global e a capacidade de *timing*, neste último caso através da inclusão do modelo de Treynor e Mazuy (1966). O seu estudo sobre uma amostra de 34 fundos portugueses, domésticos e da União Europeia, durante o período de 2000 a 2007, além de mostrar um desempenho neutro para o primeiro conjunto de fundos e um desempenho negativo para o segundo, coloca em evidência a robustez dos modelos multifatores condicionais.

Como referido anteriormente, Otten e Bams (2004) também aplicam vários modelos multifatores, tendo o de Carhart (1997) demonstrado uma maior capacidade de explicar a rendibilidade dos fundos. Assim, o modelo de Carhart (1997) passa a estar presente em grande parte dos trabalhos seguintes que aplicam a abordagem condicional. É o caso de Bauer, Otten e Rad (2006a), Prather e Middleton (2006) e Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2008). Estes últimos autores, tendo como objetivo global separar o desempenho originado pela sorte daquele que é originado pela verdadeira capacidade de gestão dos gestores de

fundos de ações do Reino Unido entre 1975 e 2002, aplicam também no contexto condicional o modelo de Fama e French (1993), e ainda a medida de Jensen (1968) e os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e de Henriksson e Merton (1981). Os resultados revelam, por um lado, persistência nos fundos com pior desempenho, a qual parece não ser devida à falta de sorte, mas à falta de capacidades de gestão. Por outro lado, nos fundos com melhor desempenho não se verifica persistência, dado que quando o desempenho aumenta existe um aumento das comissões, o que absorve o rendimento dos investidores.

Este último resultado, de Cuthbertson, Nitzsche e O'Sullivan (2008), parece mostrar que os gestores não aproveitam o seu melhor desempenho para competir entre eles e atrair mais investidores e fluxos monetários, preferindo optar por um aumento das suas comissões. Desta forma, será interessante perceber-se melhor como se comportam os fundos num ambiente de competição, caso ele de facto exista!

2.3. A competição na indústria de gestão de ativos financeiros

Em termos gerais, não é difícil aceitar que “(...) *there is competition among organizational forms for survival in any activity. (...) the form of organization that survives in an activity is the one that delivers the product demanded by customers at the lowest price while covering costs (...) An important factor in the survival of organizational forms is the control of agency problems*” (Fama e Jensen, 1983, pp. 327). Acrescente-se que, um mercado competitivo é, geralmente, reconhecido por quatro características base: existem muitos compradores e vendedores; não existem barreiras para os compradores e vendedores entrarem e saírem do mercado; existe um produto standard a ser vendido; e, os compradores têm informação suficiente sobre os bens transacionados para determinarem o seu valor.

Dentro da indústria de gestão de ativos financeiros, e como constatado nas secções anteriores, as relações entre as características dos fundos e o seu desempenho tem sido, nos últimos anos,

um aspeto muito analisado, particularmente as comissões⁵⁹ e os fluxos monetários⁶⁰. De facto, ambos são relevantes quando se analisa a competição nesta indústria, dado que o interesse das sociedades gestoras será a obtenção de rendimentos superiores, os quais estão relacionados com as duas variáveis.

Uma análise global das comissões praticadas pelos fundos em dezoito países a nível mundial e nove mercados *offshore*, com referência ao ano de 2002, desenvolvida por Khorana, Servaes e Tufano (2009), verifica que as comissões praticadas pelos fundos variam bastante de fundo para fundo e de país para país. O fator que se mostra mais relevante para explicar estas diferenças é o nível de proteção dos investidores. Assim, os autores observam que as comissões mais baixas são praticadas em países que melhor protegem os investidores através da existência, nomeadamente, de um sistema judicial mais desenvolvido e de regras de funcionamento dos fundos mais rigorosas. De facto, uma maior informação, segurança e transparência de funcionamento dos fundos para os investidores poderá favorecer a existência de uma competição mais justa nesta indústria, baseada tanto nas comissões como no desempenho.

Keswani e Stolin (2006), tendo por base o mercado do Reino Unido, reconhecem que os fundos de investimento competem entre eles combinando estratégias baseadas no preço cobrado aos investidores com estratégias que não se baseiam nesta variável. No primeiro caso, estas são desenvolvidas através da variação das comissões praticadas de forma a obterem vantagens competitivas. No segundo, estas podem ser prosseguidas através de melhores níveis de desempenho, entre outras. Assim, a análise das comissões praticadas pelos fundos tem subjacentes duas vertentes. Por um lado, o estudo da influência da competição no valor das mesmas e, por outro, o estudo da sua relação com a qualidade da gestão/valor transferido para os investidores.

Enquadrada na primeira vertente, Korkeamaki e Smythe (2004) estudam o mercado de fundos finlandês durante o período de 1993 a 2000, e verificam que apesar de as comissões terem diminuído ao longo do tempo, podendo evidenciar um aumento da competição, os fundos

⁵⁹ Geralmente, as comissões suportadas pelos investidores incluem: comissões de subscrição, de resgate, de gestão e de depósito.

⁶⁰ Referentes às entradas e saídas de capital das carteiras dos fundos de investimento.

com comissões mais altas não compensam os investidores com um desempenho superior. Contudo, Anolli e Giudice (2008), ao estudarem os fundos italianos entre 2000 e 2003, não identificam uma competição significativa no que diz respeito às comissões de gestão, o que não favorece a sua diminuição. Neste estudo, os autores verificam também que os custos de transação de títulos nas carteiras têm um peso muito grande no custo global dos fundos, os quais têm como agravante o facto de não serem dados a conhecer claramente aos investidores. Note-se ainda, que os custos dos fundos são, por vezes, mais elevados do que podem parecer! Tal pode acontecer pelo facto de uma parte da carteira estar indexada a um ou vários índices, levando a que na realidade esta parte não seja gerida, acabando por sobrecarregar o custo da parte efetivamente gerida (Miller, 2007). Na realidade, uma das preocupações dos investigadores tem sido a de investigar se os gestores adicionam valor às suas carteiras ou se se limitam a gerar custos com a gestão ativa, agudizando os problemas de agência atribuídos a esta indústria.

Seguindo Golec (2003), as comissões dos fundos são baseadas, na maioria dos casos, nos ativos geridos e não no desempenho. Note-se que a indexação das comissões ao desempenho permitiria minimizar os problemas de agência e contribuiria para um aumento da competição! Neste contexto, Elton, Gruber e Blake (2003) argumentam que a existência de comissões de incentivo⁶¹ deve permitir atrair melhores gestores. O seu estudo sobre o mercado americano entre 1990 e 1996 é consistente com esta ideia. Na realidade, os autores verificam que os fundos com estas comissões de incentivo conduzem a um melhor desempenho, embora não ultrapassem o respetivo *benchmark*, e a um aumento dos fluxos monetários para as suas carteiras, relativamente aos fundos sem aquelas comissões. Também Volkman (1999) observa um melhor desempenho para os fundos com este tipo de comissões. Por sua vez, Giambona e Golec (2009), ao estudarem os fundos de ações americanos entre 1962 e 2002, verificam que as comissões de incentivo influenciam as estratégias de *timing* dos gestores na previsão da volatilidade do mercado. Segundo Stein (2005), os fundos abertos podem ser outra resposta para os problemas de agência. Apesar destes fundos imporem comissões de resgate elevadas, no caso da transação das unidades de participação no curto prazo, eles permitem a liquidação das posições ao primeiro sinal de preocupação por parte dos investidores, por contraposição aos fundos fechados que podem colocar problemas de liquidez.

⁶¹ Estas comissões são bastante utilizadas pelos *hedge funds*.

Na segunda vertente de análise das comissões, ou seja, a sua relação com o desempenho, os resultados dos estudos apresentados no final das duas secções anteriores não têm sido favoráveis aos gestores. De facto, a maior parte identifica uma relação negativa entre as comissões e o desempenho, o mesmo acontecendo ainda com outros trabalhos. Carhart (1996) verifica que, relativamente ao mercado americano, quando as comissões são mais elevadas, particularmente as de subscrição e resgate, o desempenho é inferior. Resultados semelhantes são observados por Morey (2003) para o mesmo mercado, quando compara o desempenho dos fundos com e sem aquelas duas comissões. Os fundos que (não) cobram estas comissões apresentam um desempenho muito inferior (superior), revelando que as mesmas contribuem significativamente para a redução da rentabilidade dos investidores. Por sua vez, Dellva e Olson (1998), ao estudarem o mercado americano entre 1987 e 1992, obtêm um resultado misto, onde os fundos com comissões de resgate (subscrição) obtêm melhor (pior) desempenho em relação aos que não as impõem. Este resultado pode justificar-se, entre outras razões, pelo facto de os fundos que não cobram comissões de subscrição e apenas de resgate desincentivarem os investidores a fazerem aplicações de curto prazo, conduzindo a maior estabilidade das suas carteiras. No entanto, Alves e Mendes (2007), ao estudarem os fundos portugueses entre 1993 e 2005, defendem que as comissões de resgate também podem ser um forte entrave para os investidores reagirem ao fraco desempenho dos fundos, limitando a transferência de capitais para carteiras mais atrativas.

Há autores que defendem que os gestores têm, na realidade, capacidade de adicionar valor às carteiras. No entanto, esse valor é absorvido pelas diferentes comissões, pelo que “(...) *all forecasting ability is devoted to paying management fees*” (Lhabitant, 2001, pp. 170). Nesta linha, Shukla (2004) para o mercado americano, e Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2008) para o mercado do Reino Unido, verificam que quando as rentabilidades das carteiras aumentam, existem uma tendência para que as comissões, particularmente as de gestão, sigam o mesmo sentido, fazendo com que os benefícios da gestão ativa não cheguem aos investidores. Desta forma, parece que o valor acrescentado pelos gestores fica sempre aquém das várias comissões cobradas (Elton, Gruber, Brown e Goetzmann, 2006), e que as maiores comissões não conduzem a uma melhor qualidade da gestão para os investidores (Gil-Bazo e Ruiz-Verdú, 2008). Também Fama e French (2010), ao aplicarem a medida de Jensen (1968) e os modelos de Fama e French (1993) e Carhart (1997) a uma amostra de fundos americanos

entre 1984 e 2006, concluem que os mesmos não têm capacidade suficiente para cobrir os custos impostos aos investidores. Curiosamente, os fundos apresentam um desempenho inferior ao *benchmark* que se aproxima do montante das comissões, pelo que, sem custos, o seu desempenho seria semelhante ao padrão de referência. Desta forma, conforme defendido por Cuthbertson, Nitzsche e O'Sullivan (2008, 2010b), parece que os investidores não têm vantagem em escolher os fundos com uma gestão mais ativa face àqueles que seguem um índice de mercado, tendo estes menores custos de transação.

O menor desempenho de uma gestão mais ativa é observado, recentemente, por Huang, Sialm e Zhang (2010), quando é estudado o mercado de fundos de ações americanos, para o período de 1980 a 2009. Os fundos que mais alteram o risco das suas carteiras, com uma gestão mais ativa, são os que apresentam maiores comissões. Intuitivamente, os gestores que mais alteram o risco deveriam ser os que possuem maiores capacidades de detetarem oportunidades de investimento e, conseqüentemente, obterem um melhor desempenho. No entanto, os autores obtêm resultados opostos. Neste contexto, os resultados são consistentes com a existência de deficientes ajustamentos da carteira, os quais podem ser devidos, segundo os autores, à falta de capacidade de gestão ou a problemas de agência.

A relação negativa entre as comissões e o desempenho é ainda identificada por Gil-Bazo e Ruiz-Verdú (2009) no seu estudo do mercado americano, para o período de 1961 a 2005. Os autores baseiam-se no comportamento estratégico dos fundos para apresentarem três justificações para esta relação. Primeira, e conforme proposto por Christoffersen e Musto (2002), os fundos com menor desempenho no passado têm como principais investidores os que são menos sensíveis ao desempenho. Desta forma, aproveitando a procura inelástica, estes fundos têm tendência em aumentar as comissões. Segunda, como defendido por Gil-Bazo e Ruiz-Verdú (2008), os fundos com menor desempenho esperado no futuro também definem como investidores os que não são sensíveis ao desempenho, aplicando comissões mais elevadas. Segundo Gil-Bazo e Ruiz-Verdú (2009) tal acontecerá, por um lado, porque estes fundos antevêm que não possuem capacidade de competirem com outros fundos que têm investidores sensíveis ao desempenho. Por outro lado, os fundos que competem com base no desempenho tendem a manter comissões mais baixas de forma a poderem competir entre eles e a aumentarem os fluxos monetários de entrada nas suas carteiras. A última justificação,

para a relação negativa entre comissões e desempenho, assenta no facto dos fundos com um desempenho esperado diferente adotarem estratégias de marketing diferentes. Assim, os fundos com um menor desempenho esperado, e orientados para os investidores não sensíveis ao desempenho, adotam estratégias de marketing mais intensivas, tendo maiores custos de distribuição e refletindo os mesmos nas comissões praticadas.

Face à investigação desenvolvida, é notório o peso elevado das comissões comparativamente ao desempenho alcançado, além de se identificar uma relação negativa entre estas duas variáveis, pelo que “(...) *it appears that mutual fund competition and regulation have not been sufficient to ensure that fees reflect the value that funds create for investors*” (Gil-Bazo e Ruiz-Verdú, 2009, pp. 2179).

Como referido anteriormente, além de poderem usar as comissões como fator de competição, os gestores podem atrair fluxos monetários adicionais para as suas carteiras, através da obtenção de um desempenho superior. Relativamente ao mercado mais ativo de fundos de investimento (Estados Unidos da América), Elton, Gruber, Brown e Goetzman (2006) revelam que a indústria de gestão de ativos financeiros é altamente competitiva, na qual os fundos competem principalmente com base no desempenho. Neste contexto, os investigadores têm tentado perceber o tipo de relação existente entre o desempenho obtido e os fluxos monetários de entrada e saída das carteiras.

Sirri e Tufano (1998) analisam a relação entre fluxos monetários e desempenho, tentando perceber a reação dos investidores ao desempenho passado dos fundos. Baseados numa amostra de fundos americanos entre 1971 e 1990, estes autores observam uma forte relação entre as duas variáveis. Os resultados mostram que os investidores baseiam as suas decisões de compra no recente desempenho passado, canalizando os fluxos monetários para os fundos com rendibilidades mais altas, mas não abandonando os que têm fraco desempenho (relação convexa)⁶². É ainda identificada uma relação fluxos monetários/desempenho mais intensa nos

⁶² Mesmo outros estudos anteriores obtêm resultados consistentes com esta relação convexa. É o caso de Ippolito (1992), Gruber (1996), Chevalier e Ellison (1997) e Goetzmann e Peles (1997). Por sua vez, Zheng (1999) não estuda a reação dos investidores ao desempenho passado, como Sirri e Tufano (1998), mas observa que os investidores canalizam os fluxos monetários para os fundos que vêm a obter um desempenho superior no futuro (“*smart-money effect*”). Contudo, este efeito é de pouca duração e o desempenho desses fundos continua a não ser suficiente para bater o mercado. Esta reduzida capacidade de previsão do desempenho dos fundos por parte dos investidores é também identificada por Friesen e Sapp (2007) para o mesmo mercado. Assim, estes autores recomendam aos investidores a utilização de uma estratégia “*buy-and-hold*”.

fundos que desenvolvem atividades de marketing mais activas. Assim, e apesar de estas atividades envolverem maiores custos para a carteira, e indiretamente para os investidores, estes são compensados pelos menores custos de procura de informação aquando da seleção de fundos.

A capacidade dos investidores para selecionarem fundos com melhor desempenho é também identificada no estudo de Deaves (2004), já referido anteriormente, para os fundos canadianos. A investigação empírica revela que, pelo menos no curto prazo, é benéfico seguir os fundos com melhor desempenho. É ainda verificado, e consistente com Sirri e Tufano (1998), que os fundos com melhor desempenho atraem posteriormente bastantes fluxos monetários, mas os que apresentam fraco desempenho não são excessivamente penalizados com a saída de capital. A relação convexa entre fluxos monetários e desempenho é também identificada por Navone (2003), para o mercado italiano, e por Fernández e Aquilué (2005), relativamente ao mercado espanhol. Ruenzi (2005), ao estudar o mercado americano entre 1993 e 2001, verifica que a intensidade da relação entre os fluxos monetários e o desempenho é diferente consoante o segmento do mercado onde os fundos investem. Assim, o seu trabalho sugere existir uma relação convexa mais forte nos fundos que investem em setores standard (v. g., crescimento, crescimento e rendimento, etc.) do que em setores mais específicos (v. g., ações chinesas, ações do setor da saúde, etc.). A justificação para estes resultados é atribuída às características dos clientes de cada tipo de fundos: os investidores dos segmentos standard são menos sofisticados e confiam mais na capacidade dos gestores do que os investidores de setores específicos.

São várias as explicações apontadas para a existência de uma relação convexa entre fluxos monetários e desempenho dos fundos. Assim, baseados no facto de os fluxos monetários dependerem, em parte, do desempenho passado, Kliger, Levy e Sonsino (2003) colocam em questão a racionalidade deste comportamento por parte dos investidores. Os seus resultados, através de testes experimentais, mostram que os investidores apenas consideram os fundos que apresentam melhores posições nos *rankings*, independentemente da forma como essa posição foi conseguida. Assim, detetam dois efeitos anómalos. O primeiro é o efeito de desempenho absoluto, em que os fluxos monetários entram nos fundos com melhor desempenho passado, mesmo que esse desempenho não transmita informação acerca da

capacidade de gestão (o desempenho pode ter sido devido à sorte!). O segundo, é o efeito de desempenho relativo, em que os fluxos monetários afluem a um fundo quando o desempenho dos seus pares é mau, mesmo quando o mau desempenho se tenha devido à falta de sorte e não à deficiente capacidade de gestão.

Além do possível efeito das atividades de marketing, observadas por Sirri e Tufano (1998), para justificar a relação entre fluxos monetários e o desempenho, Ruenzi (2005) aponta a combinação de dois efeitos, que em conjunto, podem justificar esta relação. Primeiro, existe uma maior tendência para os fundos com melhor desempenho se tornarem mais populares do que os fundos com fraco desempenho. Tal acontece devido à comunicação social que noticia com mais frequência os melhores fundos, devido a estes surgirem com maior evidência nos *rankings* de desempenho e, também ao facto das famílias de fundos tenderem a publicitar mais os seus melhores fundos (Jain e Wu, 2000). Desta forma, mesmo os investidores menos informados/sofisticados tendem a identificar os fundos com melhor desempenho e, conseqüentemente, a tornar mais provável a sua subscrição, conduzindo a uma entrada desproporcional de fluxos monetários nos mesmos. Segundo, a relutância dos investidores em venderem os fundos com fraco desempenho pode justificar-se pela sua aversão à realização de perdas. Neste âmbito, Shefrin e Statman (1985) explicam o fenómeno de os investidores tenderem a manter os piores fundos e ações demasiado tempo e a vender os melhores fundos e ações demasiado cedo através do “efeito disposição”. Muito recentemente, Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2010) ao estudarem a indústria de fundos em vinte e oito países a nível mundial entre 2001 e 2007 também observam uma relação convexa e positiva entre os fluxos monetários e o desempenho. Os autores verificam, por um lado, que maiores níveis de convexidade conduzem a maiores níveis de risco assumidos pelos gestores. Por outro lado, a convexidade mostra-se menos acentuada em países com maiores níveis de desenvolvimento económico e financeiro, onde os investidores são mais sofisticados e suportam menores comissões de investimento em fundos.

Contrariamente à tendência dominante, outros autores não identificam uma relação positiva e convexa entre fluxos monetários e desempenho. Alves e Mendes (2011) não observam qualquer relação entre as duas variáveis, quando estudam o mercado português no período de 1993 a 2009. Segundo os autores, tal pode dever-se a dois fatores, os quais estão ligados a

mercados de pequena dimensão. Por um lado, à existência de investidores pouco sofisticados, os quais não têm capacidade de avaliar devidamente o desempenho dos fundos. Por outro, à existência de elevadas comissões de resgate que dificultam a alocação de capital para carteiras mais atrativas.

Sawicki (2000, 2001) observam ainda uma relação positiva, mas não convexa, entre desempenho e subsequentes fluxos monetários de e para os fundos, quando analisam os fundos australianos destinados a investidores institucionais, entre 1980 e 1995. Estes investidores demonstram capacidade de selecionar os melhores fundos para canalizarem novos capitais, mas também penalizam os que apresentam fraco desempenho no passado. Repare-se que estes resultados, e com base no argumento de Ruenzi (2005) e Alves e Mendes (2011) e ainda nos resultados de Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2010), também podem ser justificados pelas características dos investidores. Dada a maior sofisticação dos investidores institucionais, estes tendem a ter maior capacidade de avaliar o desempenho dos fundos e desta forma a recompensarem (penalizarem) os fundos com melhor (pior) desempenho.

Por sua vez, Del Guercio e Tkac (2002), ao analisarem os fundos de investimento com os fundos de pensões para o mercado americano no período de 1987 a 1994, confirmam a relação positiva e convexa para os primeiros, mas uma relação positiva linear para os segundos. Assim, os investidores em fundos de pensões não afluem desproporcionalmente aos que têm melhor desempenho e penalizam os que obtêm um desempenho inferior. A evidência empírica dos autores sugere que os gestores de fundos de pensões não têm um incentivo tão forte para competirem entre eles como os fundos de investimento⁶³, podendo ser esta uma razão para as diferenças existentes.

A relação linear positiva é também, posteriormente, identificada para fundos de investimento. Esta relação positiva é observada, nomeadamente, por Sinha e Jog (2007), para os fundos de ações do mercado canadiano, ativos ou extintos até ao final de 2002, e por Del Guercio e Tkac (2008) para o mercado de fundos de ações americano entre 1996 e 1999. Contudo, Del Guercio e Tkac (2008) concluem que as decisões dos investidores de entrada e saída de fluxos

⁶³ Os autores assumem, no entanto, que são necessários estudos adicionais para confirmar a menor apetência para competir dos fundos de pensões face aos fundos de investimento.

monetários dos fundos são influenciadas, não pela alteração do desempenho indicada pelos modelos e medidas de avaliação dos mesmos, mas sim pela própria alteração da classificação dos fundos efetuada pela Morningstar. Mais recentemente, Ivkovich e Weisbenner (2009) apresentam ainda outra justificação para as entradas e saídas de fluxos monetários dos fundos, as quais são sensíveis ao desempenho, mas de forma diferente. As entradas estão relacionadas com o desempenho relativo, ou seja, os investidores escolhem as carteiras com melhor desempenho, enquanto as saídas estão relacionadas com o desempenho absoluto, ou seja, as unidades de participação são alienadas quando o desempenho do fundo é negativo. Note-se que os autores, contrariamente ao “efeito disposição” de Shefrin e Statman (1985), verificam que os investidores são relutantes em vender os fundos que se valorizam, mas estão dispostos a vender aqueles que se depreciam.

Recentemente, Benson, Faff e Smith (2010) analisam não só os efeitos do desempenho nos fluxos monetários dos fundos, mas também os efeitos dos fluxos monetários no desempenho. Com base numa amostra de fundos dos Estados Unidos da América, entre 1991 e 2004, os autores verificam que, e de acordo com a maioria dos trabalhos anteriores, o desempenho tem um impacto positivo nos fluxos monetários. Contudo, a relação inversa, ou seja, o impacto dos fluxos monetários no desempenho já depende do tipo de fundos (fundos grandes ou pequenos, fundos novos ou antigos, fundos destinados a investidores individuais ou a investidores institucionais), sendo a mesma positiva ou negativa, ou mesmo não existir.

O estudo da relação entre desempenho e fluxos monetários levanta questões adicionais por parte dos investigadores. Chevalier e Ellison (1997), baseados na relação positiva e convexa entre fluxos monetários e desempenho, mostram que esta ligação apresenta-se como um incentivo implícito para os gestores apresentarem melhor desempenho. O seu estudo sobre uma amostra de fundos americanos confirma-o. De facto, de forma consistente com o estudo de Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2010), os gestores alteram o risco das suas carteiras e a sua estratégia no sentido de obterem um melhor desempenho⁶⁴ e, assim, maiores comissões, contribuindo simultaneamente para reduzirem os problemas de agência já focados. Por seu lado, Lynch e Musto (2003), ainda para o mercado americano, mostram que os gestores de fundos apenas alteram a sua estratégia após terem apresentado um fraco desempenho. Essa

⁶⁴ Chevalier e Ellison (1999) também mostram que existem outros fatores que influenciam o risco e a estratégia assumidos pelos gestores, nomeadamente a relação entre o desempenho e a despromoção/desemprego dos mesmos.

alteração de estratégia provoca um aumento de fluxos monetários no futuro, sendo a sua relação com o desempenho positiva e convexa. Por sua vez, Berk e Green (2004) justificam o fraco desempenho verificado pela generalidade dos fundos pela existência de rendibilidades decrescentes, resultantes de um aumento de fluxos monetários às carteiras com um melhor desempenho. Desta forma, os gestores aumentam a dimensão das suas carteiras⁶⁵ e as suas comissões até ao ponto em que as rendibilidades esperadas para o futuro sejam competitivas. Assim, o fraco desempenho não significará ausência de capacidade de gestão, mas *“it merely implies that the provision of capital by investors to the mutual fund industry is competitive”* (Berk e Green, 2004, pp. 1271). Mais recentemente, Ferruz, Ortiz e Sarto (2009) confirmam a relação convexa e positiva entre fluxos monetários e desempenho observada para a generalidade dos mercados, e particularmente para o mercado espanhol, como Fernández e Aquilué (2005). Os autores verificam também que os fundos com desempenho intermédio não contribuem para aquela relação, ou seja, não influenciam as decisões dos investidores. É também observado que as comissões de gestão e de depósito, assim como a dimensão das carteiras, têm uma relação negativa com a entrada de fluxos monetários nos fundos.

Outros autores, ainda, analisam a relação desempenho/fluxos monetários dentro das famílias de fundos. Nanda, Wang e Zheng (2004) estudam o efeito da existência de fundos estrela⁶⁶ nas famílias, através de uma amostra de fundos americanos. É identificado, além de uma relação convexa entre fluxos monetários e desempenho, um efeito positivo direto e indireto na família com esse tipo de fundos. Os autores verificam que estes fundos captam fluxos monetários não só para a sua carteira como também para a carteira dos outros fundos da respetiva família. Consistentes com estes resultados e com a maior parte das investigações realizadas, também Kempf e Ruenzi (2008a), para o mercado americano, verificam que os melhores fundos são os que captam mais fluxos monetários. Os autores concluem que os fluxos monetários para cada fundo dependem do desempenho dos mesmos no seu segmento e dentro da sua família, sendo esta também uma relação convexa. Neste contexto, parece que *“fund managers not only have incentives to compete against other funds within their market segment, but also to compete against other funds within own family”* (Kempf e Ruenzi, 2008a, pp. 196). É ainda observado que os fluxos monetários para os fundos aumentam

⁶⁵ A dimensão das carteiras e a sua diversificação são abordados na secção seguinte.

⁶⁶ Os autores consideram fundos estrela, aqueles que estão entre os 5% dos fundos com melhor desempenho nos 12 meses anteriores, dentro de determinado segmento.

significativamente quando os mesmos não se encontram numa posição de topo num determinado período e passam para essa posição no período seguinte.

Pela investigação dominante, e salvo algumas exceções, os investidores tendem a aplicar o seu capital nos fundos com um melhor desempenho e a não penalizar de forma proporcional aqueles que apresentam fraco desempenho. Neste contexto, e dado que o rendimento dos fundos depende bastante do valor das carteiras, existirá um incentivo para os gestores aumentarem os riscos dessas carteiras de forma a obterem no futuro fluxos monetários adicionais e, em consequência, a assistir-se a um incremento da competição.

Apesar da constatação anterior, o grau de competição na indústria de gestão de ativos não havia sido ainda claramente avaliado. Brown, Harlow e Starks (1996) são os primeiros a darem um contributo neste sentido. Baseados na relação positiva e convexa entre fluxos monetários e desempenho, os autores perspetivam o mercado de fundos como uma competição em que os gestores assumem diferentes níveis de risco nas suas carteiras em função do seu melhor ou pior desempenho relativo⁶⁷. Usando testes não paramétricos sobre uma amostra composta por 334 fundos de ações americanos com objetivos de crescimento, durante o período de 1976 a 1991, os autores verificam que os fundos com pior desempenho a meio do ano tendem a aumentar mais o risco na última parte do ano do que aqueles que apresentam melhor desempenho (hipótese de competição), com o objetivo de alcançarem posições cimeiras no final do ano. Os resultados são ainda mais evidentes nos últimos cinco anos do estudo, onde a indústria mais cresceu, reforçando a evidência de comportamento de competição entre os gestores de carteiras.

Num estudo seguinte, Koski e Pontiff (1999) também obtêm resultados consistentes com Brown, Harlow e Starks (1996). Ao estudarem o comportamento de 798 fundos de ações americanos de 1992 a 1994, mas com o uso da análise de regressão, identificam uma relação negativa entre o desempenho dos fundos a meio do ano e a subsequente alteração do seu risco na segunda parte do ano. É ainda observado que a variação do risco na primeira parte do ano está positivamente relacionada com o desempenho dos fundos no final do ano anterior. Adicionalmente, e contrariamente à associação geral dos derivados ao aumento do risco,

⁶⁷ O modelo de Brown, Harlow e Starks (1996) é desenvolvido em detalhe no capítulo seguinte.

Koski e Pontiff (1999) verificam que os gestores usam derivados para reduzir o impacto do risco no desempenho, apesar de o desempenho ser semelhante entre os fundos que utilizam e não utilizam estes instrumentos.

Enquanto as investigações anteriores encontram evidência da hipótese de competição durante os períodos estudados, usando rendibilidades mensais, Busse (2001) chega a conclusões diferentes. O autor aplica a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) e a análise de regressão a 230 fundos de ações americanos entre 1985 a 1995, mas com o uso de rendibilidades mensais e diárias. O comportamento de competição volta a ser identificado com rendibilidades mensais, mas o mesmo desaparece com o uso de rendibilidades diárias⁶⁸. Os primeiros resultados são atribuídos ao deficiente cálculo do desvio-padrão mensal, devido à autocorrelação das rendibilidades diárias. Segundo os autores, apesar de haver variação no risco dos fundos, a mesma deriva mais da oscilação do valor das ações no mercado do que das decisões propositadas dos gestores. Mais tarde, Gorjaev, Nijman e Werker (2005) analisam os resultados de Busse (2001). Por um lado, é confirmada a pouca evidência da hipótese de competição na mesma amostra e para o mesmo período estudado por Busse (2001). Por outro, e conforme Busse (2001), demonstram que a autocorrelação das rendibilidades diárias provoca enviesamentos no desvio-padrão mensal e diário, no entanto também mostram que os testes da hipótese de competição baseados em desvios-padrão mensais são mais robustos do que os baseados em desvios-padrão diários. Assim, e de forma crítica aos resultados de Busse (2001), concluem que a eventual falsa evidência da hipótese da competição tanto se pode verificar em dados mensais como em dados diários, para a mesma amostra e durante o mesmo período temporal.

Na sequência dos trabalhos de Brown, Harlow e Starks (1996) e de Busse (2001), Qiu (2003) volta a estudar o mercado de fundos de ações americanos com base na metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996). No entanto, a sua investigação incide sobre uma amostra diferente das duas anteriores. Desde logo o período considerado é diferente, ou seja, de 1992 a 1999. Depois, contrariamente a Brown, Harlow e Starks (1996), a amostra usada não está sujeita a *survivorship bias* e, apesar da de Busse (2001) já estar livre deste efeito, ela possui um

⁶⁸ Intuitivamente, estes resultados parecem surpreender, dado que os dados diários devem permitir, em princípio, cálculos muito mais precisos da volatilidade dos fundos. Assim, os testes baseados nestes dados deviam permitir detetar maior evidência de comportamento de competição do que os baseados em dados mensais.

número muito inferior de fundos relativamente à estudada por Qiu (2003)⁶⁹. Os resultados do estudo desenvolvido por Qiu (2003) não só não demonstram comportamento de competição, como evidenciam um comportamento oposto, ou seja, são os fundos que obtêm um melhor desempenho a meio do ano, aqueles que assumem mais riscos. Adicionalmente, também é verificado que os fundos extintos são, em média, os que obtêm um pior desempenho na metade do ano anterior à sua extinção e que os fundos que são geridos apenas por um gestor alteram mais e assumem mais risco do que os fundos geridos por mais que um gestor.

Dados os resultados destas últimas investigações e com o objetivo de as compreender, na sequência da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), Taylor (2003) propõe um modelo alternativo. Neste modelo, dois gestores com um desempenho diferente a meio do ano competem por novos fluxos de capital no final desse ano. O autor mostra que o *benchmark* utilizado influencia a resposta dos gestores. Assim, se um dos gestores assumir o papel de um *benchmark* exógeno, como um índice de mercado, o gestor perdedor (ganhador) na primeira parte do ano tende a aumentar mais (menos) o risco da sua carteira que o gestor vencedor (perdedor), que será o *benchmark*. No entanto, quando ambos os gestores são ativos, sendo o *benchmark* utilizado endógeno⁷⁰, o gestor vencedor na primeira parte do ano tenderá a aumentar mais o risco que o gestor perdedor, sendo tal mais evidente quanto maior a diferença de desempenho entre ambos e quanto mais altas forem as rendibilidades esperadas das ações e mais baixa a sua volatilidade. O que conduzirá a este processo será a interação estratégica entre os gestores: dado que o vencedor espera que o perdedor arrisque, o primeiro irá antecipar-se de forma a proteger-se dos resultados do perdedor! A aplicação do modelo a 660 fundos americanos com objetivos de crescimento e com rendibilidades semanais, durante o período de 1984 a 1996, mostra que os gestores com melhor desempenho a meio do ano são, de facto, os que mais aumentam o risco na segunda parte do ano. Taylor (2003) deixa de denominar este comportamento de competição para o designar de comportamento estratégico. Consistente com estes resultados, posteriormente Makarov (2008) critica a premissa de Brown, Harlow e Starks (1996). O autor mostra teoricamente que, em equilíbrio, os fundos com melhor desempenho devem aumentar mais a volatilidade das suas carteiras relativamente às carteiras dos fundos com pior desempenho.

⁶⁹ O número de fundos cresceu significativamente entre o primeiro e o último ano da amostra. Assim, em 1992 o número de fundos é de 779, enquanto em 1999 é de 3516. Este facto demonstra como a indústria de fundos nos Estados Unidos da América se tornou bastante competitiva no final dos anos noventa (Qiu, 2003).

⁷⁰ Este *benchmark* pode ser a mediana do desempenho dos fundos, como usado por Brown, Harlow e Starks (1996).

Por sua vez, Schwarz (2008) atribui os diferentes resultados obtidos nos estudos anteriores, para o mercado americano, ao processo de ordenação dos fundos na primeira metade do ano. O autor sustenta que a ordenação do desempenho pode conduzir também à ordenação do risco, o que poderá enviesar a análise. Assim, Schwarz (2008) usa uma metodologia alternativa baseada na composição semestral e trimestral das carteiras que, segundo os autores, permite ultrapassar o enviesamento identificado. Ao usar esta metodologia, durante o período de 1990 a 2006, sobre o mercado de fundos de ações americano, volta a encontrar resultados consistentes com Brown, Harlow e Starks (1996), embora com menor evidência de comportamento de competição. No entanto, Elton, Gruber, Blake, Krasny e Ozelge (2010) sustentam que a utilização da informação proporcionada pela composição das carteiras com uma maior periodicidade (mensal) do que a usualmente recolhida (semestral e trimestral) deverá proporcionar uma avaliação mais exata do comportamento dos gestores. Assim, seguindo procedimentos similares a Brown, Harlow e Starks (1996), sobre o mercado americano de fundos de ações, entre 1994 e 2005, os autores encontram evidência de que os fundos com rendibilidades mais elevadas aumentam mais o risco que os fundos com rendibilidades mais baixas, sendo consistente com a existência de comportamento estratégico. A informação da composição das carteiras ainda permite observar que os gestores preferem alterar o risco das suas carteiras através do ajuste nos títulos com risco, ao invés da mudança da proporção investida nos ativos com risco e sem risco.

Acker e Duck (2006), por sua vez, desenvolvem um modelo com premissas diferentes das anteriormente consideradas. Assim, os autores assumem: que nem todos os fundos competem para serem os melhores do setor, dado que muitos apenas pretendem estar acima da média; que o modelo deve ser de dois períodos, contrariamente ao que acontece com a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996); que as carteiras devem assumir posições extremas relativamente ao mercado (são compostas apenas por liquidez ou apenas por ações); e, que o modelo deve permitir identificar as atividades de *timing* dos gestores. Quando aplicam este modelo a uma amostra de fundos fechados do Reino Unido, durante o período de 1997 a 2001, os resultados evidenciam comportamento de competição, permitindo suportar as hipóteses inicialmente formuladas pelos autores. Os gestores perdedores tendem a adotar carteiras extremas relativamente à média, sendo que as mesmas são construídas de acordo com as expectativas de evolução do mercado e com a composição atual da carteira.

O impacto do desempenho passado dos fundos no comportamento dos gestores é também estudado por Ammann e Verhofen (2007), os quais usam matrizes de transição⁷¹ para o efeito. No entanto, os autores não se focam apenas na volatilidade das rendibilidades (desvio-padrão) como medida de risco, usando também o risco sistemático e coeficientes de estilo, através do modelo de Carhart (1997). Os seus resultados empíricos, para fundos de ações do mercado americano entre 1985 e 2003, mostram que os gestores com melhor desempenho são os que mais aumentam o risco relativamente aos gestores com pior desempenho, havendo, desta forma, evidência de comportamento estratégico entre os mesmos. É ainda verificado que o estilo dos gestores com melhor desempenho é caracterizado por uma maior proporção das suas carteiras em ações de valor (com maior *book-to-market*), em ações de pequenas empresas e em ações com maiores rendibilidades no ano anterior, comparativamente aos gestores com menor desempenho. Mais tarde, Ammann e Verhofen (2009) voltam a utilizar a mesma metodologia para estudarem novamente o mercado de fundos de ações americano, mas para o período de 2001 a 2005, tendo os resultados sido muito semelhantes aos anteriores. Os trabalhos de Ammann e Verhofen (2007, 2009) mostram que os autores afastam-se da utilização apenas da volatilidade das rendibilidades para estudar a reação dos gestores ao desempenho passado. Neste contexto, Chen e Pennacchi (2009) defendem mesmo, teoricamente, que os gestores alteram a volatilidade do termo erro quando o desempenho diminui e não necessariamente a volatilidade das rendibilidades. Baseados neste pressuposto, os autores apresentam testes paramétricos e não paramétricos para analisar o mercado de fundos de ações americanos de crescimento e de crescimento e rendimento, durante o período de 1962 a 2006. Conforme a sua teoria, os resultados empíricos mostram que a maioria dos fundos não aumentam o seu desvio-padrão das rendibilidades quando o desempenho baixa, mas alteram o desvio-padrão do termo erro. Muito recentemente, Cullen, Gasbarro, Monroe e Zumwalt (*forthcoming*) também utilizam as duas medidas de risco das carteiras: volatilidade das rendibilidades e desvio-padrão do termo erro. Contudo, o principal contributo destes autores centra-se na análise das transações nas carteiras com vista à distinção entre a alteração intencional e não intencional do risco das mesmas pelos gestores, resultante da reação ao seu desempenho relativo⁷². Na realidade, esta distinção pode permitir melhorar a análise da

⁷¹ A metodologia usada para o cálculo destas matrizes é descrita, nomeadamente, em Höse, Huschens e Wania (2002).

⁷² Os gestores podem alterar o risco das carteiras por outras razões que não sejam motivadas pela reação ao seu desempenho face aos seus pares, não devendo estas alterações do risco ser consideradas na análise do comportamento de competição. É o caso do ajuste da composição das carteiras motivadas por informações da evolução das empresas, setores de atividade, economias, etc.

relação entre o desempenho passado e a alteração do risco das carteiras! O estudo empírico incide sobre uma amostra de fundos de ações dos Estados Unidos da América, entre 1991 e 2006. Os resultados globais mostram que, embora alguns fundos aumentem ou diminuam deliberadamente o risco (tanto em termos de volatilidade das rendibilidades como do termo erro) em reação ao seu desempenho relativo, os autores não encontram uma relação entre as rendibilidades passadas e a alteração do risco nas carteiras, pelo que tal é consistente com a inexistência de comportamento de competição.

Apesar dos desenvolvimentos anteriores, a metodologia base de Brown, Harlow e Starks (1996) continua a manter a preferência junto dos investigadores, sendo utilizada em trabalhos recentes. Assim, Jans e Otten (2008) são os primeiros a aplicá-la na União Europeia⁷³, mais concretamente para fundos de ações do Reino Unido. Os resultados não mostram comportamento de competição entre os fundos para o período global (1989 a 2003), no entanto é identificado comportamento de competição no primeiro subperíodo (1989 a 1996) e comportamento estratégico para o segundo subperíodo (1997 a 2003). Note-se que destes resultados poderá ser retirada uma ilação curiosa! Parece que depois da publicação do trabalho de Brown, Harlow e Starks (1996), os gestores deixam de ver os outros como *benchmarks* exógenos para entrarem num jogo estratégico, levando em consideração as ações dos seus competidores para tomarem a suas próprias decisões. Hallahan, Faff e Benson (2008) também se baseiam na mesma metodologia para fundos de pensões australianos, durante o período de 1989 a 2004, identificando uma relação convexa entre fluxos monetários e desempenho e um comportamento estratégico entre os gestores. Os mesmos resultados são encontrados por Hallahan e Faff (2009), ao aplicarem ainda a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) a uma amostra de fundos de pensões australianos, mas entre 1989 e 2001. Num trabalho muito recente, Romacho (2010) ao aplicar ainda a mesma metodologia, neste caso a três grupos de fundos de ações portugueses (fundos domésticos, União Europeia e internacionais), apenas identifica comportamento de competição nos fundos domésticos, ou seja, naqueles que investem no mercado no qual estão domiciliados. Estes fundos, apesar de evidenciarem fraco desempenho, obtêm melhores resultados do que os outros dois grupos, principalmente em períodos onde não existe competição entre os mesmos.

⁷³ Otten e Schweitzer (2002), ao compararem a indústria de fundos americana com a europeia, sustentam que o facto do mercado de fundos nos países europeus ser dominado por poucas mas grandes sociedades gestoras pode conduzir a menores níveis de competição relativamente aos Estados Unidos da América.

Outros trabalhos estudam o comportamento de competição em circunstâncias mais específicas, para fundos de ações americanos. É o caso de Kempf e Ruenzi (2008b), os quais são os primeiros a analisar o comportamento dos gestores dentro das suas famílias. Contrariamente ao que poderia ser suposto, os autores verificam que existe competição dentro das famílias de fundos, e que a reação de cada fundo ao seu *ranking* depende do número de fundos dentro da família, sendo que as famílias com maior número de fundos apresentam maiores evidências de competição. Por sua vez, Breton, Hugonnier e Masmoudi (2008) averiguam se os fundos, ao competirem, o fazem exclusivamente através da gestão de carteiras ou tomam outras iniciativas. O seu trabalho indica que, dada a dificuldade dos fundos em se diferenciarem através da capacidade de gestão, estes utilizam com frequência os meios de comunicação social e o marketing para se destacarem dos seus pares⁷⁴. Ainda, Kempf, Ruenzi e Thiele (2009) investigam a influência dos “*employment incentives*” e dos “*compensation incentives*”⁷⁵ dos gestores nos níveis de risco assumidos nas carteiras. Consistentes com Chevalier e Ellison (1999), os autores concluem que os níveis de risco das carteiras dependem fortemente da importância relativa destas duas variáveis e da fase em que se encontra o mercado. Assim, “(...) *midyear losers increase their risk more than midyear winners in bull markets where compensation incentives would be more important. The opposite holds in bear markets, where employment incentives would dominate*” (Kempf, Ruenzi e Thiele, 2009, pp. 106). Muito recentemente, Wahal e Wang (2011) analisam os efeitos nos fundos existentes provocados pela entrada de novos fundos. Os autores verificam que as novas entradas levam a uma redução de fluxos monetários e a um menor desempenho para os fundos existentes. Para fazer face ao aumento da competição, estes fundos são levados a reduzir as comissões e a aumentar os seus custos de funcionamento.

Por outro lado, há autores que preferem estudar a competição sem considerarem diretamente o comportamento dos gestores, mas usando diferentes variáveis para examinar a indústria. Assim, Keswani e Stolin (2006) analisam o efeito da competição na persistência do desempenho em diferentes setores de fundos no Reino Unido. Para tal definem três variáveis: o número de fundos em cada setor; a concentração de ativos sob gestão nas famílias de

⁷⁴ Estes resultados vão de encontro aos comentários de Bogle (2005), que destaca a importância do marketing para a indústria de gestão de ativos.

⁷⁵ Os “*employment incentives*” resultam da vontade dos gestores em manterem os seus empregos, enquanto os “*compensation incentives*” resultam da vontade dos gestores em atrair a maior quantidade possível de fluxos, de forma a aumentarem a sua remuneração.

fundos; e, a maturidade/idade dos fundos. Destas variáveis, apenas a concentração de ativos geridos pelas famílias se mostrou significativa de forma consistente, sendo encontrada “(...) *robust evidence that persistence is higher in sectors where concentration of assets under management is higher*” (Keswani e Stolin, 2006, pp. 351). Assim, os resultados sugerem que a persistência do desempenho depende da competitividade verificada no setor. Desta forma, em ambientes mais competitivos, onde tenderá a haver uma menor concentração de ativos, haverá uma maior dificuldade em manter os mesmos níveis de desempenho ao longo do tempo. O mercado do Reino Unido volta a ser estudado, recentemente, por Warburton (2010) para analisar os efeitos da competição no nível de risco assumido pelos gestores e no desempenho obtido. O autor usa o *Herfindahl Index* para quantificar o nível de competição na indústria⁷⁶, o desvio-padrão para medir o risco e o modelo de Carhart (1997) para avaliar o desempenho. Warburton (2010) verifica que depois de abolidas restrições à entrada/funcionamento de fundos no Reino Unido⁷⁷, o mercado passou a ser mais competitivo, sendo que este aumento da competição levou a um aumento do risco dos fundos e à melhoria do seu desempenho. Por sua vez, Ferreira e Ramos (2009) analisam a relação entre a competição e a concentração da indústria em vinte e sete países a nível mundial. No estudo da competição usam variáveis como: o número total de sociedades gestoras; o número de sociedades gestoras por milhão de habitantes; o número de novas sociedades gestoras; o lançamento de novos fundos; e, a quota de mercado de cada sociedade gestora. Esta última variável é também usada no estudo da concentração da indústria. Entre os vários resultados, os autores verificam que existe uma concentração da indústria a nível mundial, que as comissões são mais elevadas em países onde a indústria é de menor dimensão e que a competição contribui para o lançamento de novos fundos e para uma maior variedade dos mesmos. No entanto, pela diversidade de resultados obtidos, os autores não identificam uma relação definida entre a concentração e a competição nesta indústria.

Como se verifica, o estudo da competição tem atraído a atenção dos investigadores nos últimos anos. Shy e Stenbacka (2003) propõem mesmo um modelo para analisar a relação

⁷⁶ O *Herfindahl Index* é definido no capítulo seguinte como medida de concentração da indústria. Warburton (2010) considera uma indústria tanto mais competitiva quanto menor o valor deste indicador.

⁷⁷ No Reino Unido, até 1997, os fundos (conhecidos como “*unit trusts*”) tinham uma legislação específica. Após este ano, os fundos passaram a poder ser também criados como sociedades, aplicando-se a legislação das mesmas, o que lhes conferiu maior liberdade de organização.

entre a estrutura de mercado, mais concretamente em termos de oligopólio⁷⁸, e os incentivos dos gestores de fundos para diversificarem as suas carteiras. Através de uma série de proposições, os autores mostram que com baixa competição os gestores tendem a adotar uma estratégia de concentração das carteiras, ao passo que com o incremento da competição têm tendência em aumentar a diversificação das mesmas. Embora o modelo não seja testado, pelo conhecimento da evolução da indústria, os autores sustentam que “(...) *diversification and differentiation represent crucial strategic instruments whereby fund managers compete for investors*” (Shy e Stenbacka, 2003, pp. 608).

2.4. A concentração/diversificação das carteiras e o desempenho

Uma das vantagens de constituição de carteiras reside nos benefícios que advêm da diversificação, permitindo reduzir o risco. Desde o surgimento da Moderna Teoria da Carteira, iniciada por Markowitz (1952), que os gestores de carteiras e os investidores têm a possibilidade de avaliar a forma como essa diversificação se reflete no risco e na rentabilidade. Neste âmbito, são desenvolvidas investigações com o objetivo de, por um lado, identificarem o número e o tipo de títulos a incluir nas carteiras para que as mesmas se encontrem devidamente diversificadas⁷⁹, por outro, a estudar a relação da sua dimensão com o desempenho.

Evans e Archer (1968) são dos primeiros a analisarem a relação entre o número de título das carteiras e o risco das mesmas, concluindo que uma carteira bem diversificada deverá ter aproximadamente dez títulos. Estes autores demonstram, ainda, que existe uma relação relativamente estável e previsível entre estas duas variáveis, a qual é depois consolidada através da apresentação de uma expressão analítica por Elton e Gruber (1977). Desta forma,

⁷⁸ Ocorre oligopólio numa situação de mercado em que poucos vendedores se defrontam com um elevado número de compradores. No modelo proposto, numa primeira fase os autores colocam a competir dois fundos e de seguida incrementam a competição através da introdução de mais um fundo.

⁷⁹ Com base no Modelo de Mercado, desenvolvido por Sharpe (1963), uma carteira estará tanto mais diversificada quanto menor for o seu risco específico.

seria possível analisar os efeitos no risco aquando da introdução de novos títulos na carteira⁸⁰. Por sua vez, Tole (1982) e Statman (1987) apontam para uma diversificação bem conseguida com cerca de vinte e cinco a quarenta ações. Statman (1987) observa também que, normalmente, os investidores não possuem carteiras bem diversificadas, o que se pode justificar pelo deficiente conhecimento dos mesmos relativamente à construção de carteiras e aos benefícios da diversificação, assim como à falta de informação acerca das rendibilidades e riscos das ações, opinião que é também partilhada por Wit (1998).

Posteriormente, Campbell, Lettau, Malkiel e Xu (2001) mostram que a correlação entre a rendibilidade das ações e o mercado diminui entre 1962 e 1997, enquanto o número de ações necessárias para obter um determinado nível de diversificação aumenta. Neste contexto, Statman (2004) aponta depois para um número de ações superiores para uma adequada diversificação da carteira, relativamente ao definido no trabalho anterior. Assim, segundo a Moderna Teoria da Carteira, este número deverá ser pelo menos de trezentas ações. Em consonância com o seu trabalho anterior, o autor continua a observar que os investidores possuem, em média, carteiras deficientemente diversificadas. A justificação para este facto enquadra-se no contexto das Finanças Comportamentais. Assim, enquanto na Moderna Teoria da Carteira os investidores consideram as suas carteiras como um todo e são sempre avessos ao risco, na perspetiva comportamental, os investidores não consideram as suas carteiras como um todo e nem sempre são avessos ao risco. No âmbito das Finanças Comportamentais, e numa versão simples, os investidores dividem as carteiras em duas partes. Enquanto uma tem como objetivo constituir uma reserva de segurança, a outra tem como objetivo aumentar significativamente o património financeiro do investidor. Assim, o que conduz a este comportamento dos investidores não é a sua atitude perante o risco, mas sim o desejo/aspiração dos investidores.

Face à tendência demonstrada de um aumento do número de títulos a incluir nas carteiras para a sua diversificação e, dado que o nível de risco das mesmas não depende apenas desse número de títulos, mas também do peso e do risco de cada um e da covariância entre eles, são exigidos, na realidade, determinados conhecimentos para uma adequada seleção dos títulos a

⁸⁰ *“When an investor decides on the size of the portfolio he will hold, he is making a trade-off between the decreased risk due to more effective diversification versus the increased transaction costs (decreased return) from adding more securities to his portfolio”* (Elton e Gruber, 1977, pp. 415).

incluir nas carteiras. Este facto reforça a necessidade dos investidores recorrerem aos serviços proporcionados pelos gestores de carteiras, dado que “(...) *even absent any evidence of superior risk-adjusted performance, mutual funds provide substantial diversification*” (Elton, Gruber, Brown e Goetzmann, 2006, pp. 19).

Outra corrente de estudos mostra, ainda, que é possível obter benefícios de diversificação/redução do risco através da internacionalização das carteiras e da inclusão de vários fundos nas mesmas. É o que demonstram, para o primeiro caso, Grubel (1968), Solnik (1974), Cumby e Glen (1990) e De Santis e Gerard (1997), entre outros. Cumby e Glen (1990) referem mesmo que o melhor desempenho dos fundos internacionais pode ficar a dever-se mais aos benefícios da diversificação internacional do que às superiores capacidades dos gestores. Em complemento, Flavin (2004), considerando o fenómeno da globalização, aconselha os gestores a seguirem mais uma diversificação por setores de atividade do que propriamente por países. No segundo caso, através da inclusão de vários fundos nas carteiras, Radcliffe (1997), O’Neal (1997) e Louton e Saraoglu (2006) mostram que é possível reduzir substancialmente o risco mesmo que a diversificação seja conseguida através de fundos da mesma classe de ativos. De notar que, apesar da diversificação conseguida, e seguindo Louton e Saraoglu (2006), estas carteiras de fundos não garantem obrigatoriamente melhor desempenho que o *benchmark* dessa classe de ativos.

Além dos efeitos da diversificação sobre o risco, uma das principais preocupações dos investidores deve ser o desempenho das carteiras. Como referido anteriormente, a relação entre a dimensão das mesmas e o seu desempenho deve ser avaliada. Os estudos referidos no final das secções 2.2.4 e 2.2.5 apresentam resultados mistos. Tal parece indicar que, se é certo que as carteiras devem ter um determinado número de títulos para que se apresentem diversificadas, a sua excessiva dimensão também poderá prejudicar o desempenho⁸¹. Em consonância com Elton e Gruber (1977), os fundos geridos ativamente devem ter uma dimensão mínima para fazerem face aos seus custos de funcionamento, no entanto, também haverá uma diminuição das rendibilidades marginais quando os fundos excedem o seu

⁸¹ As carteiras com uma excessiva dimensão e/ou diversificação podem prejudicar o desempenho dado que: exigem a supervisão de um grande número de títulos; a entrada de novos gestores pode prejudicar a gestão dos fundos; os efeitos positivos de uma boa escolha para a carteira tendem a diluir-se; podem conduzir à diminuição do desempenho relativo (com o crescimento dos fundos também tenderá a crescer a atenção nas decisões que são tomadas nos mesmos, as quais podem ser imitadas por outros gestores); podem levar a um afastamento do objetivo inicial; e, os custos de transação podem aumentar.

tamanho adequado (Indro, Jiang, Hu e Lee, 1999). Na realidade, se numa fase inicial de constituição das carteiras, o crescimento dos custos não aumentará proporcionalmente à rendibilidade e à diminuição do risco, o crescimento não controlado poderá prejudicar as rendibilidades e o desempenho. Neste contexto, Chen, Hong, Huang e Kubic (2004), para os fundos de ações americanos entre 1962 e 1999 e, Chan, Faff, Gallagher e Looi (2009), para os fundos de ações australianos entre 1998 e 2001, encontram forte evidência de que o aumento da dimensão dos fundos prejudica o desempenho. Os primeiros atribuem este facto principalmente à liquidez dos fundos, ou seja, é nos fundos que investem em pequenas empresas (pouco liquidas) que ocorrem de forma mais clara as deseconomias de escala. Os segundos apoiam-se mais nos custos de transação, os quais são extremamente elevados quando os fundos atingem determinada dimensão. Neste sentido, os autores verificam que os grandes fundos, que seguem uma estratégia mais ativa, são mais penalizados pela sua dimensão do que aqueles que adotam uma estratégia mais passiva.

Estes resultados mostram que não basta aumentar a dimensão das carteiras para que estas apresentem melhor desempenho. Assim, *“the main conclusion should not necessarily be that there is a unique optimum but that extremely low or high numbers of stocks held are suboptimal”* (Shawky e Smith, 2005, pp. 492). Estes autores propõem mesmo uma relação quadrática entre o desempenho e o número de títulos, onde o número adequado será identificado no ponto em que o desempenho é maximizado.

Dadas as vantagens dos gestores em diversificarem as suas carteiras, há mesmo estudos que mostram que a existência de determinadas restrições de investimento nas carteiras não afeta a capacidade de diversificação dos gestores e o seu desempenho. Bello (2005) ao comparar os fundos de responsabilidade social com os fundos convencionais americanos, entre 1994 e 2001, verificam que não há diferenças tanto ao nível da diversificação das carteiras como ao nível do desempenho entre os dois grupos de fundos. Também os trabalhos já referenciados de Bauer, Koedijk e Otten (2005) e Cortez, Silva e Areal (2009), e ainda o de Scholtens (2005) sobre fundos holandeses, entre 2001 e 2003, não identificam diferenças de desempenho significativas entre os fundos de responsabilidade social e os fundos convencionais. Noutra perspetiva, Li, Sarkar e Wang (2003) e Fletcher e Marshall (2005), respetivamente para os investidores dos Estados Unidos da América e do Reino Unido,

verificam que a passagem de uma estratégia doméstica para uma estratégia internacional, com maior diversificação, melhora o desempenho das suas carteiras, mesmo quando existem restrições de vendas a descoberto.

A diversificação das carteiras através da sua internacionalização pode, na realidade, trazer benefícios aos fundos, através da redução do risco e de um melhor desempenho. No entanto, há estudos que verificam que os gestores têm preferência em investirem em mercados mais próximos geograficamente, particularmente em mercados domésticos⁸², e por isso com uma maior tendência de concentração das carteiras. De facto, *“the strong preference for domestic equities by investors in international markets, despite the well-documented gains from international diversification, remains an important yet unresolved empirical puzzle in financial economics”* (Coval e Moskowitz, 1999, pp. 2045).

A forte relação entre a geografia do investimento e o desempenho dos fundos é testemunhada por vários autores, os quais, na generalidade, identificam um melhor desempenho para os fundos que constituem as suas carteiras com títulos mais próximos geograficamente⁸³. Shukla e van Inwegen (1995) verificam que os fundos do Reino Unido que investem nos Estados Unidos da América, entre 1981 e 1993, obtêm pior desempenho que os fundos dos Estados Unidos da América que investem neste país. Os autores atribuem estes resultados às vantagens de informação dos investidores domésticos relativamente aos estrangeiros. Coval e Moskowitz (1999, 2001), ao estudarem o mercado dos Estados Unidos da América, também verificam que a proximidade geográfica é determinante para a escolha dos títulos a incluir na carteira, a qual justificam ainda com vantagens informativas. No seu trabalho, os fundos que investem em ações com maior proximidade geográfica, particularmente os mais pequenos, os mais antigos e aqueles que estão concentrados em poucas ações, apresentam um melhor desempenho do que os que investem em mercados afastados geograficamente, evidenciando capacidade de seleção de ativos. Os estudos já mencionados nas secções 2.2.4 e 2.2.5 de Romacho e Cortez (2005, 2006) e de Leite e Cortez (2009), assim como o de Engstrom (2003) voltam a ser consistentes com os anteriores. Os três primeiros trabalhos verificam que os fundos domésticos proporcionam melhor desempenho que os fundos internacionais, particularmente quando é avaliada a capacidade de seletividade. O trabalho de Engstrom

⁸² Este fenómeno é designado por *“home bias”* (Coval e Moskowitz, 1999).

⁸³ Como referido anteriormente neste trabalho, este fenómeno é designado na literatura por *“efeito distância”*.

(2003) ao analisar os fundos suecos, mostra que os fundos que investem na Europa têm maior capacidade de seletividade do que os que investem na Ásia. Otten e Bams (2007) avançam ainda com motivos adicionais, além das vantagens de informação, para a generalizada preferência dos gestores pelos investimentos domésticos em detrimento dos internacionais. É o caso dos maiores custos de transação e do risco de câmbio envolvidos nestes últimos.

Contrariamente aos resultados anteriores, a aplicação empírica de Otten e Bams (2007) não confirma o menor desempenho dos investidores estrangeiros comparativamente aos domésticos. Com grupos de fundos com universos de investimento semelhantes a Shukla e van Inwegen (1995), Otten e Bams (2007) não detetam diferenças significativas de desempenho entre os fundos do Reino Unido que investem nos Estados Unidos da América e os fundos dos Estados Unidos da América que investem no próprio país. Note-se, no entanto, que esta diferença de resultados pode justificar-se tanto pela utilização de uma amostra mais recente (1990 a 2000) e maior, como pela aplicação de modelos diferentes, nomeadamente multifatores. Baseados nas investigações anteriores, os autores esperavam que os investidores estrangeiros investissem em empresas maiores, as quais serão mais conhecidas, evitando as desvantagens informativas. Contudo, Otten e Bams (2007) constatam que os fundos do Reino Unido que constituem as suas carteiras no mercado americano investem tendencialmente mais em pequenas empresas do que os fundos dos Estados Unidos da América que investem no seu mercado, obtendo mesmo aqueles um desempenho ligeiramente superior.

Apesar dos benefícios da diversificação das carteiras, alguns indícios existem de que os gestores podem estar dispostos a prescindir desta diversificação. De facto, por um lado, os gestores podem querer concentrar as carteiras em alguns setores da economia, nos quais acreditam que podem superar o mercado, ou então selecionar títulos em que possuam vantagens informativas. Desta forma, será de esperar que os gestores que prosseguem estratégias ativas apresentem carteiras mais concentradas e se observe uma relação positiva com o desempenho. Por outro lado, os gestores também podem manter carteiras mais concentradas devido a problemas de agência. Como debatido anteriormente, a tendência para os investidores canalizarem os fluxos monetários para os fundos com melhor desempenho e não penalizarem de igual forma os que têm fraco desempenho, pode incentivar estes últimos a entrarem em competição, aumentando o risco das suas carteiras através da sua maior

concentração. Neste caso, será de esperar uma relação negativa entre o nível de concentração e o desempenho. A questão que se coloca então é: quais as carteiras que apresentam melhor desempenho, as mais concentradas ou as mais diversificadas?

“*To date, there has been no research on whether portfolio concentration is related to fund performance*” (Kacperczyk, Sialm e Zheng, 2005, pp. 1985). Estes autores são os primeiros a desenvolverem um estudo rigoroso com este propósito. Para tal usam uma amostra de fundos de ações americanos diversificados, durante o período de 1984 a 1999. São aplicados os modelos de Carhart (1997), de Ferson e Schadt (1996) e de Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997) para avaliarem o desempenho dos fundos. Para a avaliação do nível de concentração/diversificação das carteiras é construído o Índice de Concentração da Indústria (ICIn), o qual é baseado no peso de cada setor⁸⁴ representado na carteira relativamente ao seu peso na carteira de mercado. Os resultados mostram que os fundos com carteiras mais concentradas obtêm melhor desempenho que os fundos com carteiras mais diversificadas, sendo o desempenho dos primeiros conseguido, essencialmente, pela sua melhor capacidade de seleção de títulos. É ainda observado que os gestores de fundos mais concentrados preferem constituir as suas carteiras principalmente por ações de crescimento e por ações de pequenas empresas, enquanto os gestores de fundos diversificados aproximam mais as suas carteiras do índice representativo do mercado, o que parece, neste caso, razoável. Posteriormente, Kacperczyk, Sialm e Zheng (2007) voltam a analisar a questão, mas com uma base de dados e um período de estudo mais atual, sendo que os resultados não divergem dos anteriores.

Baseados no ICIn de Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005), Brands, Brown e Gallagher (2005), quantificando também o desvio da composição das carteiras face ao respetivo *benchmark*, propõem o *Divergence Index* para avaliarem o nível de concentração das carteiras. No entanto, esta medida vem alargar o âmbito de aplicação do ICIn, dado que pode ser aplicada considerando, alternativamente, o peso dos setores ou das ações em que o fundo investe face ao seu peso no *benchmark*. Os resultados obtidos com a aplicação desta medida a 37 fundos de ações australianos, entre 1995 e 2001, assim como o *alpha* de Jensen (1968) e o *alpha* com base no modelo de Carhart (1997), mostram-se consistentes com os de Kacperczyk, Sialm e

⁸⁴ Os autores usam 10 setores em que é dividida a atividade económica.

Zheng (2005). De facto, os fundos com maior concentração das carteiras apresentam um desempenho superior aos fundos menos concentrados. Ainda de acordo com Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005), também os fundos mais concentrados evidenciam maior propensão em investirem em ações de crescimento.

Outros autores sugerem, ainda, medidas alternativas de diversificação das carteiras. Cresson (2002) defende a utilização do coeficiente de determinação (R^2) obtido através da aplicação do Modelo de Mercado, o qual representa a percentagem de risco sistemático de uma carteira relativamente ao seu risco total. Rudin e Morgan (2006) propõem o *Portfolio Diversification Index*, baseado na análise dos componentes principais, a qual tem sido usada para avaliar *hedge funds*.

Posteriormente, Sapp e Yan (2008), para fundos de ações do mercado americano, e para o período de 1984 a 2002, analisam se os gestores que concentram as suas carteiras num pequeno número de ações obtêm ou não um desempenho superior. Para tal, os autores usam os modelos de Fama e French (1993), Carhart (1997) e de Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997) para a avaliação do desempenho. Para a medição do nível de concentração, além do número de ações detidas pelos fundos, e como forma de comparação de resultados, são aplicados o ICIn de Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005) e o Índice de Concentração de Títulos, este último, em tudo semelhante ao *Divergence Index* e, como tal, baseado no peso de cada ação da carteira relativamente ao seu peso na carteira de mercado. Quando é aplicado o ICIn, os resultados são semelhantes aos de Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005), ou seja, os fundos mais concentrados por setor de atividade apresentam desempenho superior, embora com menor significância estatística do que no trabalho anterior. No entanto, quando os fundos são classificados pelo número de ações existentes na carteira, são os mais diversificados que mostram desempenho superior. Assim, os fundos com melhor desempenho parecem ser os que, simultaneamente, apresentam um maior número de títulos e um maior índice de concentração relativamente aos setores de atividade. Quando é estudada a relação entre o número de títulos e o Índice de Concentração de Títulos, os resultados não permitem retirar conclusões claras.

Sapp e Yan (2008) apontam dois motivos principais que podem levar a um menor desempenho dos fundos concentrados: os seus maiores problemas de agência, já descritos acima, e os de liquidez. Como já identificado por Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005), estes fundos têm uma maior tendência em possuírem ações de pequenas empresas, sendo as mesmas menos líquidas. O menor desempenho destas pode derivar, por um lado, das grandes oscilações das cotações e, por outro, dado que o peso de cada ação é relativamente grande na carteira, pode levar a que o fundo seja incapaz de ajustar rapidamente o mesmo a novas informações. De referir ainda que, o facto dos fundos mais concentrados demonstrarem dificuldade em competirem com os mais diversificados “(...) *are consistent with the unfavorable evidence in the literature on the performance of actively managed funds in general, where a common recommendation is that fund investors simply adopt a diversified passive index portfolio*” (Sapp e Yan, 2008, pp. 48).

Mais recentemente, Cremers e Petajisto (2009), com o objetivo de quantificarem a gestão ativa, propõem a aplicação de uma medida que designam por *Active Share*. Embora a formulação da mesma seja diferente do ICIn e do *Divergence Index* e, como tal, do Índice de Concentração de Títulos, o *Active Share* visa também comparar os pesos dos títulos na carteira face aos pesos dos mesmos no *benchmark*. Contudo, esta medida permite uma interpretação económica mais intuitiva face aos outros indicadores, dado que indica a percentagem da carteira de um fundo que diverge do respetivo *benchmark*, contrariamente aos outros que apenas permitem uma ordenação do nível de concentração. A aplicação do *Active Share*, assim como do modelo de desempenho de Carhart (1997), entre 1980 e 2003, a fundos de ações americanos, revela que aqueles que apresentam maiores valores desta medida exibem um desempenho superior ao respetivo *benchmark*. Desta forma, estes resultados são consistentes com a obtenção de um melhor desempenho por parte das carteiras mais concentradas. Note-se que estes resultados, sendo consistentes com outros estudos anteriores sobre o mercado americano, parecem ser contrários à evidência existente na literatura, e focada acima por Sapp e Yan (2008), de que os fundos ativamente geridos não obtêm um desempenho superior aos respetivos *benchmarks*.

Contrariamente à tendência geral verificada, para outros mercados, de obtenção de melhor desempenho pelos fundos mais concentrados, Osório (2009) observa, relativamente aos

fundos de ações portugueses, entre 1998 e 2007, uma relação negativa entre o nível de concentração e o desempenho. O autor aplica a medida de Jensen (1968) e o modelo de Fama e French (1993) para avaliar o desempenho e várias medidas de concentração, entre as quais, o número de ações das carteiras, o *Divergence Index*, o *Active Share* e o peso das maiores posições na carteira.

Muito recentemente, Huij e Derwall (2011) verificam que os fundos de ações americanos que investem globalmente, durante o período de 1995 a 2007, obtêm um melhor desempenho quando as suas carteiras são mais concentradas. Os resultados são obtidos com a aplicação da medida defendida por Cresson (2002), ou seja, o coeficiente de determinação obtido através do Modelo de Mercado. Assim, coeficientes de determinação mais baixos (elevados) revelam maiores (menores) níveis de concentração das carteiras. Na avaliação do desempenho dos fundos os autores aplicam a medida de Jensen (1968).

Outras investigações, apesar de não tão direcionadas/aprofundadas para analisarem a relação entre a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho, obtêm resultados consistentes com as anteriores. Por exemplo, num trabalho sintético e prévio àqueles, Israelsen (2000) classifica os fundos em função do número de títulos na carteira, como Sapp e Yan (2008), e usa as medidas de Sharpe (1966) e de Jensen (1968) para avaliar o desempenho dos fundos de ações americanos em 1999. O autor obtém resultados semelhantes a Sapp e Yan (2008), no sentido em que os fundos diversificados apresentam melhor desempenho que os concentrados. O melhor desempenho das carteiras mais diversificadas é também depois observado por Carretta e Mattarocci (2005), para os fundos de fundos italianos com maior diversificação geográfica ou sectorial entre 2001 e 2004. A separação dos fundos segundo o seu nível de concentração das carteiras é efetuada com base na segmentação utilizada pela associação italiana de fundos e o desempenho é avaliado através da aplicação das medidas básicas. Com ilações de certa forma opostas, relativamente ao mercado americano, Nanda, Wang e Zheng (2004) evidenciam um melhor desempenho para as famílias de fundos com estratégias mais estáveis e concentradas e, Ivkovich, Sialm e Weisbenner (2008) para os investidores individuais que mais concentram as suas carteiras. Como tem sido frequente, as vantagens informativas são apontadas como as que mais contribuem para o melhor desempenho desta concentração de títulos.

Dado o estudo da relação entre a diversificação das carteiras e o seu desempenho ser, ainda, um assunto muito recente e relevante, parece que haverá lugar para investigações adicionais nesta área.

2.5. Conclusões

Neste capítulo foram apresentadas e discutidas as principais metodologias de avaliação de carteiras de ativos financeiros. As limitações das medidas básicas e do CAPM, juntamente com o surgimento da APT, alargou o campo de investigação e conduziu a importantes desenvolvimentos nesta área. Assim, para permitir a construção de *benchmarks* adequados, a qual é uma das questões mais sensíveis aquando da avaliação do desempenho, surgiram os modelos multifatores que visam, ainda, a identificação do estilo de gestão. Estes modelos são, depois, utilizados para avaliar tanto o desempenho global dos gestores, como as suas capacidades de seleção de títulos e de previsão da evolução do mercado. Adicionalmente, e suportado no facto de que só deve ser possível obter um desempenho superior recolhendo informações adicionais às públicas e usando-as adequadamente, é sugerida a inclusão de informação pública nos modelos de avaliação. A necessidade de se conhecer não só o desempenho dos fundos, mas também a forma de atuação dos gestores, em função do desempenho dos seus pares, leva ao aparecimento de um dos tópicos emergentes na indústria de gestão de ativos, ou seja, o estudo da competição entre os fundos. Desta forma, são apresentadas as metodologias usadas para este fim e os seus resultados, assim como discutidos dois assuntos conexos e atualmente em debate, as comissões e os fluxos monetários dos fundos. Finalmente, os estudos que analisam os benefícios da diversificação e a relação da dimensão das carteiras com o seu desempenho, motivam a análise de um tópico emergente nesta área de gestão de ativos, a relação da concentração/diversificação das carteiras com o seu desempenho. Nesta sequência, no próximo capítulo é apresentada a metodologia que visa avaliar a competição, a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho de uma amostra de fundos, assim como a relação entre estas três vertentes.

CAPÍTULO 3 - METODOLOGIA

3.1. Introdução

No capítulo anterior foram revistas medidas e modelos de avaliação da competição, da concentração/diversificação das carteiras e de avaliação do desempenho. No presente capítulo é selecionada e apresentada a metodologia que visa analisar estas três vertentes, assim como a relação entre elas.

Nos estudos de competição tem sido notória a predominância da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a qual é também utilizada neste trabalho. Existem três motivos principais para a sua escolha. Por um lado, a intuição deste modelo torna fácil compreendê-lo dentro e fora do meio acadêmico, nomeadamente para os consultores financeiros e mesmo para os investidores. Esta abrangência, como reconhecida nomeadamente por Hallahan e Faff (2009), é apelativa para os investigadores, dado que tem um interesse direto para todos os participantes na indústria de gestão de ativos financeiros. Por outro lado, este modelo tem uma aplicação quase inexistente em mercados da União Europeia, o que releva a pertinência da sua utilização nos mesmos. Por último, dada a existência de resultados contraditórios nas diferentes investigações anteriores e, sendo que se pretende também efetuar análises comparativas, esta apresenta-se como uma escolha natural.

Na revisão da literatura foi realçado que a análise da relação entre o nível de concentração/diversificação das carteiras e o seu desempenho constitui um tema bastante recente de investigação, a qual é desenvolvida em muito poucos trabalhos. As medidas propostas para avaliação deste nível de concentração/diversificação das carteiras são, contudo, distintas. Neste capítulo são descritas as principais medidas neste âmbito, sendo identificadas as suas vantagens e limitações. Entre elas é selecionado o coeficiente de determinação, o qual

é baseado no Modelo de Mercado, e cuja validade é analisada e testada no estudo de Cresson (2002). Este coeficiente é aplicado, muito recentemente, por Huij e Derwall (2011).

No que diz respeito à avaliação do desempenho de carteiras, a vasta investigação efetuada nesta área tem aplicado distintos modelos, os quais têm sido alvo de algumas críticas e sujeitos, em consonância, a ajustamentos ao longo do tempo. Neste contexto, são descritos neste capítulo diferentes modelos, nos quais são incluídos os mais recentes desenvolvimentos propostos. Assim, é apresentada a medida de avaliação de Jensen (1968) e o modelo de Carhart (1997), assim como o modelo de Treynor e Mazuy (1966), este tanto no contexto do CAPM como no da APT. Os modelos anteriores são também todos formulados com inclusão da informação pública, no âmbito da abordagem de Ferson e Schadt (1996).

Na análise da relação entre as três vertentes é utilizado o *Spearman's Rank Correlation Coefficient*, o qual permite comparar a ordenação dos vários mercados da União Europeia em função dos resultados identificados para a competição, concentração/diversificação das carteiras e desempenho. Adicionalmente, são usadas tabelas de contingência e a metodologia de construção de carteiras para análise da relação entre a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho dos fundos.

3.2. Metodologia de avaliação do comportamento de competição/estratégico

Um dos aspetos pertinentes a analisar no âmbito da gestão de ativos financeiros é o comportamento dos gestores no ajustamento da composição das suas carteiras. As comissões de incentivo, pela sua natureza, podem constituir um dos principais fatores que justificam esse comportamento. Estas comissões constituem uma estrutura de recompensa para os gestores em função do seu desempenho relativamente a um *benchmark* previamente definido, sendo, como referido no capítulo anterior, uma possível forma de minimização dos problemas de agência nesta indústria. No entanto, Brown, Harlow e Starks (1996) demonstram que mesmo sem essas comissões, a própria natureza competitiva desta indústria pode influenciar o

comportamento dos gestores. De facto, se os gestores se assumem como participantes ativos num ambiente de competição, o seu comportamento pode mostrar certas tendências e ser, assim, identificado.

Estudos, como os de Sirri e Tufano (1998) e os que se lhes seguiram, os quais são apresentados no capítulo anterior, indicam que podem, na realidade, existir condições favoráveis à existência desse ambiente de competição. Esses trabalhos mostram, em geral, que os fundos com melhor desempenho no passado são recompensados sob a forma de uma maior entrada de fluxos monetários nas suas carteiras, enquanto os que têm um fraco desempenho não assistem a uma saída de fluxos monetários na mesma proporção. Assim, parece que existe um efeito semelhante a uma opção de compra. Dado que os gestores são, frequentemente, remunerados em função dos ativos sob gestão, tudo terão a ganhar em tentarem obter o melhor desempenho possível, não sendo significativamente penalizados caso a sua estratégia não seja bem sucedida.

Brown, Harlow e Starks (1996) defendem que os fundos com objetivos de investimento comparáveis tendem a tomar as suas decisões não só em função do seu desempenho, mas também em função do desempenho dos seus pares. Assim, através da análise das alterações do risco efetuadas pelos gestores nas suas carteiras, os autores testam a hipótese de competição durante o período de um ano⁸⁵. Segundo esta hipótese, os fundos que obtêm fraco desempenho na primeira parte do ano (perdedores intermédios - com desempenho inferior à mediana) têm um incentivo superior para aumentarem o seu nível de risco na segunda parte do ano, quando comparados com os que obtêm melhor desempenho na primeira parte do ano (vencedores intermédios - com desempenho superior à mediana). Por um lado, os perdedores intermédios, após reconhecerem o seu posicionamento, e tendo como objetivo melhorarem a sua classificação no final do ano, necessitam de aumentar o seu desempenho na segunda parte desse ano de forma a compensarem os resultados inferiores obtidos na primeira parte do mesmo. Uma possível forma de o fazerem é alterarem o risco da carteira no segundo período para um nível superior ao esperado para os vencedores intermédios. Por outro lado, os vencedores intermédios, estando interessados em manterem esta posição no final do período

⁸⁵ As classificações dos fundos no final de cada ano são as que normalmente apresentam um maior peso para os investidores quando os mesmos tomam as suas decisões de investimento, pelo que este será o período de referência para a análise do comportamento de competição/estratégico.

de competição, terão uma tendência para assumirem posições menos arriscadas na segunda parte do ano. Como assumido por Brown, Harlow e Starks (1996), os gestores vencedores intermédios, ao anteciparem o comportamento dos gestores perdedores intermédios, podem ser levados a aumentarem o risco mais do que o necessário inicialmente. No entanto, mesmo assim, os gestores vencedores intermédios não necessitam de aumentar tanto o risco na segunda metade do ano como os gestores perdedores intermédios, dado que os primeiros já levam vantagem quando se inicia a segunda parte do ano. Esta intuição leva a que a hipótese de competição possa ser apresentada da seguinte forma:

$$\frac{\sigma_{P2}}{\sigma_{P1}} > \frac{\sigma_{V2}}{\sigma_{V1}} \quad (3.1)$$

onde, σ_{P1} (σ_{P2}) é o desvio-padrão das rendibilidades do fundo perdedor na primeira (segunda) parte do ano e σ_{V1} (σ_{V2}) é o desvio-padrão das rendibilidades do fundo vencedor na primeira (segunda) parte do ano.

Esta expressão indica, de acordo com a intuição anterior, que o desvio-padrão da segunda parte do ano relativamente ao desvio-padrão da primeira parte do ano deve ser superior para os fundos perdedores intermédios relativamente aos fundos vencedores intermédios. Note-se que esta deve ser apenas uma tendência, não tendo de se verificar em todas as situações. Na realidade, e como reconhecido por Brown, Harlow e Starks (1996), o ajustamento do risco de cada carteira não depende apenas do facto de determinado fundo se apresentar como perdedor ou vencedor intermédio. Dependerá também, entre outros, da diferença de desempenho dos fundos perdedores para os vencedores, da informação que cada fundo possui sobre a possível reação dos outros e da magnitude esperada de variação do mercado. Por outras palavras, o risco não tem que aumentar (diminuir) sempre no segundo período para os fundos perdedores (vencedores). No entanto, se há uma diminuição do risco para a generalidade dos fundos, tal deverá acontecer com menor (maior) intensidade para os fundos perdedores (vencedores). Da mesma forma que, se houver um aumento do risco para a generalidade dos fundos, tal deverá acontecer com maior (menor) intensidade para os fundos perdedores (vencedores).

Para testar, através da expressão anterior, se os fundos perdedores aumentam o seu nível de risco numa maior magnitude do que os fundos vencedores a partir de determinado momento do ano é necessário definir duas variáveis.

A primeira variável deve permitir dividir os fundos em dois grupos: os vencedores e os perdedores na primeira parte do ano, ou seja, de acordo com o desempenho relativo dos mesmos entre janeiro e o mês M ⁸⁶. A Rendibilidade Acumulada (RA) até ao mês M é calculada através da seguinte expressão:

$$RA_{jMy} = [(1 + r_{j1y})(1 + r_{j2y}) \dots (1 + r_{jMy})] - 1 \quad (3.2)$$

onde, r_{jMy} é a rendibilidade do fundo j , no mês M , do ano y . Depois de calculada a RA para cada ano, os fundos são ordenados do valor mais alto para o mais baixo, sendo considerados vencedores e perdedores os que se situam, respetivamente, acima e abaixo da mediana. O uso da mediana garante que metade dos fundos são considerados vencedores intermédios e a outra metade perdedores intermédios, possibilitando a comparação do comportamento dos gestores destes dois grupos.

A segunda variável é construída a partir da equação 3.1, e deve permitir comparar a volatilidade de cada fundo antes e depois do mês M , ou seja, será a relação entre o desvio-padrão da segunda e da primeira parte do ano. O Rácio de Ajustamento do Risco (RAR) do fundo j , no ano y , é então calculado da seguinte forma:

$$RAR_{jy} = \sqrt{\frac{\sum_{m=M+1}^{12} (r_{jmy} - \overline{r_{j(12-M)y}})^2}{(12-M)-1}} / \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^M (r_{jmy} - \overline{r_{jMy}})^2}{M-1}} \quad (3.3)$$

Se $RAR > 1$ ($RAR < 1$) tal significa que há um(a) aumento (diminuição) do risco da carteira na segunda parte do ano relativamente à primeira. Note-se que, segundo a hipótese de competição, é esperado que esta variável seja superior para os fundos perdedores intermédios relativamente aos fundos vencedores intermédios.

⁸⁶ Refira-se que este momento não tem que ser, necessariamente, o meio do ano, pelo que o espaço temporal da primeira e da segunda parte do ano podem não coincidir.

Com base nas duas equações anteriores é possível criar, para cada fundo, um par (RA, RAR) para cada ano, o que permite construir uma tabela de contingência 2X2, em que cada par é colocado numa das quatro células: (Alta RA, Alto RAR); (Alta RA, Baixo RAR); (Baixa RA, Alto RAR); e, (Baixa RA, Baixo RAR). Desta forma, na hipótese nula de não existência de comportamento de competição, cada uma destas quatro células deve conter 25% das frequências. Na hipótese alternativa as células (Alta RA, Baixo RAR) e (Baixa RA, Alto RAR) devem conter um número mais significativo de frequências que as outras duas, evidenciando assim comportamento de competição. Estas frequências são utilizadas para o cálculo do *Cross-Product Ratio* (CPR), expresso da seguinte forma:

$$CPR = \frac{(Alta\ RA, Baixo\ RAR) \times (Baixa\ RA, Alto\ RAR)}{(Alta\ RA, Alto\ RAR) \times (Baixa\ RA, Baixo\ RAR)} \quad (3.4)$$

Este rácio constitui uma medida básica de associação para as tabelas de contingência 2x2. Neste caso, quando o CPR é superior a um, mostra que os gestores de fundos perdedores (vencedores) na primeira parte do ano aumentam (diminuem) mais o risco na segunda parte do mesmo do que os fundos vencedores (perdedores), havendo assim evidência de comportamento de competição. Quando o CPR é inferior a um, indica que os gestores de fundos perdedores (vencedores) na primeira parte do ano diminuem (aumentam) mais o risco na segunda parte do mesmo do que os fundos vencedores (perdedores), havendo assim evidência de comportamento estratégico, como definido por Taylor (2003). Por último, um valor de CPR igual a um mostra que os gestores alteram o risco das carteiras independentemente do desempenho relativo obtido. A significância estatística é avaliada através do teste χ^2 , com um grau de liberdade⁸⁷.

⁸⁷ Um grau de liberdade resulta da multiplicação de (número de colunas - 1) por (número de linhas - 1), sendo o número de colunas e o número de linhas de dois.

3.3. Medidas de concentração/diversificação das carteiras

A existência de um mercado aberto de gestão de ativos financeiros pode, como apresentado na secção anterior, influenciar o risco assumido pelos gestores. Uma das formas de alteração desse risco pode passar pela maior ou menor concentração das suas carteiras em determinado tipo de ativos ou mercados. Assim, torna-se relevante analisar o grau de concentração/diversificação das carteiras, relacionando-o não só com o desempenho, como efetuado recentemente na literatura, mas também com o nível de competição existente na indústria.

Neste contexto, a questão inicial será identificar uma medida que permita quantificar o grau de concentração/diversificação das carteiras.

Uma medida correntemente usada para avaliar a concentração de empresas num determinado setor de atividade, o *Herfindahl Index*, é definido da seguinte forma:

$$Herfindahl\ Index_t = \sum_{i=1}^n (P_{i,t})^2 \quad (3.5)$$

onde,

$P_{i,t}$ = Peso da empresa i no setor no momento t ;

n = Número total de empresas no setor.

Baseado neste índice e na composição das carteiras dos fundos, Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005) propõem o ICIn, o qual pode ser considerado como o *Herfindahl Index* ajustado ao mercado, da seguinte forma:

$$ICIn_t = \sum_{j=1}^n (PS_{j,t} - \overline{PS_{j,t}})^2 \quad (3.6)$$

onde,

$PS_{j,t}$ = Peso do setor **j** em que o fundo investe no momento **t**;

$\overline{PS}_{j,t}$ = Peso do setor **j** no mercado no momento **t**;

n = Número de setores em que se divide o mercado.

Esta medida quantifica a diferença entre a concentração da carteira de cada fundo e a concentração da carteira de mercado. Assim, se um fundo apresenta exatamente a mesma composição que a carteira de mercado o ICIn será igual a zero, sendo tanto maior quanto mais concentrada, em termos sectoriais, for a carteira desse fundo relativamente à de mercado.

Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005) apresentam duas justificações para a aplicação do ICIn como alternativa ao *Herfindahl Index*. Primeiro, o ICIn considera a possibilidade do peso de cada um dos setores do mercado poder variar ao longo do tempo, o que não acontece com o *Herfindahl Index*. Segundo, se a carteira do fundo estiver mais equitativamente distribuída pelos diferentes setores de mercado do que a carteira do próprio mercado, o seu *Herfindahl Index* será inferior ao do mercado. Tal situação causa um problema, dado que, por definição, a carteira de mercado deve apresentar a máxima diversificação possível. Com a aplicação do ICIn não é possível que um fundo apresente uma diversificação superior ao mercado, dado que o valor deste indicador para a carteira de mercado é o mais baixo possível, ou seja, zero.

Como alternativa à medida anterior, Sapp e Yan (2008) propõem a utilização de um indicador bastante simples: o número de títulos que constituem a carteira⁸⁸. A avaliação do nível de concentração das carteiras através do número de títulos detidos pelos fundos apresenta, segundo os autores, quatro vantagens face ao ICIn. Primeiro, dado que a recolha de informação é dispendiosa em termos de tempo e recursos, o gestor pode limitar-se a focar a sua atenção num pequeno número de títulos e não em setores, explorando melhor as suas vantagens informativas. Segundo, os gestores não têm que possuir vantagens informativas apenas em setores, podem ter essas vantagens em empresas com quaisquer características. Terceiro, este indicador não exige a criação de *benchmarks* arbitrários dos setores, como

⁸⁸ Wagner e Lau (1971) também se baseiam no número de títulos existentes na carteira para analisarem o seu nível de diversificação. Outros autores, como Evans e Archer (1968), Tole (1982) e Statman (1987), referidos no capítulo anterior, também usam o número de títulos das carteiras para avaliarem os benefícios da diversificação, nomeadamente em termos de risco, mas não como medida do grau de diversificação das carteiras.

acontece com o ICIn. Por último, a informação do número de títulos detidos pelos fundos será mais fácil de obter do que a necessária para o ICIn.

Apesar das vantagens apontadas por Sapp e Yan (2008) ao uso do número de títulos como indicador do nível de diversificação das carteiras, particularmente face ao ICIn, este indicador não está isento de críticas. Como referido por Shawky e Smith (2005), “(...) *the number of stocks held may not accurately reflect the dispersion of holdings*” (Shawky e Smith, 2005, pp. 489). Na realidade, uma carteira com um maior número de títulos não apresenta necessariamente uma maior diversificação relativamente a uma com menor número de títulos. Assim, Shawky e Smith (2005) usam como medida de concentração/diversificação das carteiras a percentagem das mesmas investida nos dez títulos com maior peso. No entanto, como verificado pelos autores na sua investigação sobre fundos de ações domésticos dos Estados Unidos da América, esta percentagem representa apenas cerca de um terço do total da carteira. Este facto revela que a utilização desta medida pode conduzir a que se negligencie grande parte dos ativos da carteira.

Como mencionado no capítulo anterior, duas outras medidas, baseadas no ICIn, são ainda propostas: o *Divergence Index* e o *Active Share*. Estas medidas apresentam face ao ICIn, entre outras, também as três primeiras vantagens referidas acima por Sapp e Yan (2008), naquele caso face ao número de títulos que compõem as carteiras.

O *Divergence Index* proposto por Brands, Brown e Gallagher (2005) mede a diferença entre o peso individual das ações (ou, o peso dos setores) em que a carteira investe face ao peso dessas ações no *benchmark* respetivo, da seguinte forma:

$$Divergence\ Index_t = \sum_{j=1}^n (PA_{j,t} - \overline{PA_{j,t}})^2 \quad (3.7)$$

onde,

$PA_{j,t}$ = Peso da ação **j** na carteira no momento **t**;

$\overline{PA_{j,t}}$ = Peso da ação **j** no *benchmark* no momento **t**;

n = Número de ações do *benchmark*.

Contrariamente ao *Divergence Index*, que apenas permite ordenações do nível de concentração das carteiras, o *Active Share*, proposto por Cremers e Petajisto (2009), calcula a percentagem da carteira que diverge do respetivo *benchmark*, da seguinte forma:

$$Active\ Share_t = \sum_{j=1}^n \frac{1}{2} |PA_{j,t} - \overline{PA_{j,t}}| \quad (3.8)$$

onde todas as variáveis têm o mesmo significado que anteriormente.

Embora a aplicação destas medidas seja apelativa, elas exigem a composição detalhada dos títulos que compõem as carteiras e os respetivos *benchmarks*, estando inviabilizada a sua aplicação sempre que tal informação não está disponível⁸⁹.

Uma outra medida também já mencionada no capítulo anterior, que não necessita da composição das carteiras, e que surge do Modelo de Mercado, tendo sido utilizada muito recentemente por Huij e Derwall (2011), poderá ser utilizada: o coeficiente de determinação (R^2). Partindo do argumento de Barnea e Logue (1973) de que este coeficiente é uma medida de diversificação⁹⁰, Cresson (2002) analisa se o R^2 pode, de facto, ser usado como medida de concentração/diversificação das carteiras. No seu trabalho empírico, Cresson (2002) constroi carteiras mais e menos diversificadas de 3450 empresas do *New York Stock Exchange* (NYSE), do *American Stock Exchange* (AMEX) e do *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* (NASDAQ)⁹¹, entre 1980 e 1992. O autor verifica que as carteiras diversificadas apresentam coeficientes de determinação significativamente superiores às carteiras não diversificadas, concluindo que “(...) *the coefficient of determination is a valid measure of portfolio and mutual fund diversification* (...)” (Cresson, 2002, pp. 141). Tendo em conta estes resultados e conclusões para esta medida, a mesma é aplicada no presente trabalho para avaliar o grau de concentração/diversificação das carteiras dos fundos de investimento.

⁸⁹ É o caso do presente trabalho, em que os pesos dos títulos nas carteiras dos fundos não estão disponíveis.

⁹⁰ Wagner e Lau (1971) também encontram evidência consistente com Barnea e Logue (1973), verificando que o coeficiente de determinação aumenta quando o número de títulos nas carteiras aumentam.

⁹¹ Atualmente este acrónimo é já considerado obsoleto.

O coeficiente de determinação resulta do Modelo de Mercado proposto por Sharpe (1963), sendo este representado por:

$$R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (3.9)$$

onde,

$R_{c,t}$ = Rendibilidade da carteira **c** no período **t**;

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

α_c = Constante;

β_c = Medida de risco sistemático;

$\varepsilon_{c,t}$ = Termo residual.

Considerando a variância da equação anterior, a mesma transforma-se em:

$$\sigma_c^2 = \beta_c^2 \sigma_m^2 + \sigma_e^2 \quad (3.10)$$

onde,

σ_c^2 = Risco total;

$\beta_c^2 \sigma_m^2$ = Risco de mercado, sistemático ou não diversificável;

σ_e^2 = Risco específico, não sistemático ou diversificável.

Face a esta equação, o R^2 será a razão entre o risco de mercado e o risco total, representando assim a percentagem de risco de mercado da carteira. Dado que o R^2 se situa entre zero e um, este constitui uma medida expressiva e intuitiva da diversificação da carteira. Assim, para uma carteira totalmente diversificada, o R^2 será igual a um e o risco específico igual a zero, ou seja, a carteira apenas está sujeita ao risco de mercado. Para uma carteira não totalmente diversificada, o R^2 e o risco específico são maiores que zero e menores que um, estando a carteira tanto mais diversificada quanto mais próximo o R^2 esteve de um⁹².

⁹² Bello (2005) também utiliza esta medida para comparar o grau de diversificação de fundos convencionais com fundos de responsabilidade social.

Dada a interpretação do R^2 , e seguindo Huij e Derwall (2011), um fundo é classificado como concentrado (diversificado) se possuir um R^2 inferior (igual ou superior) à mediana deste coeficiente para o conjunto dos fundos.

Note-se que o coeficiente de determinação também pode ser interpretado como o grau de ajustamento da regressão aos dados, sendo a qualidade da regressão tanto melhor quanto maior o valor deste parâmetro. Neste caso, quanto maior o valor de R^2 , maior a variação da rendibilidade da carteira explicada pela rendibilidade do mercado e, como visto, maior o grau de diversificação da carteira.

Face ao exposto, e como salientado por Cresson (2002), “(...) *a simple measure of diversification such as R^2 is of great value. The great appeal of R^2 is its simplicity. It is unambiguous, objective, easily calculated, and intuitively appealing*” (Cresson, 2002, pp. 142).

3.4. Modelos de avaliação do desempenho de carteiras

A avaliação do desempenho de carteiras é efetuada seguindo os desenvolvimentos existentes e propostos na literatura, usando-se diferentes modelos de forma a testar-se a robustez dos resultados obtidos. A análise é primeiramente efetuada usando modelos não condicionais, para depois ser incluída a informação pública nos mesmos.

3.4.1. Modelos não condicionais

As primeiras medidas que avaliam o desempenho de carteiras fazem-no suportadas principalmente no CAPM. À luz deste modelo, a rendibilidade esperada de uma carteira é representada da seguinte forma:

$$E(R_{c,t}) = R_{f,t} + \beta_c [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] \quad (3.11)$$

onde,

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

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

β_c = Medida de risco sistemático da carteira **c**;

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

Esta equação representa uma relação de equilíbrio entre as rendibilidades esperadas da carteira e o nível de risco sistemático assumido. No entanto, na prática não são utilizadas rendibilidades esperadas mas sim observáveis e a relação de equilíbrio também não tem que se manter aquando da gestão ativa de carteiras. Assim, um gestor pode obter rendibilidades superiores ou inferiores às indicadas pelo CAPM. Neste contexto, e de forma a serem quantificadas essas rendibilidades adicionais (positivas ou negativas), a equação anterior pode ser especificada em termos *ex-post*:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (3.12)$$

onde,

$R_{cf,t}$ = Rendibilidade em excesso da carteira **c** face à taxa isenta de risco no período **t**;

β_c = Medida de risco sistemático da carteira **c**;

$R_{mf,t}$ = Rendibilidade em excesso da carteira de mercado face à taxa isenta de risco no período **t**;

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

O α_c constitui a medida proposta por Jensen (1968) e é utilizada para avaliar o desempenho global ou apenas a capacidade de seletividade dos gestores de carteiras. Esta medida assume

que o comportamento de investimento de um gestor/carteira pode ser explicado apenas pela carteira de mercado ou, empiricamente, por uma *proxy* da mesma.

Apesar da medida de Jensen (1968) ser frequentemente usada dentro e fora dos meios académicos, a literatura tem questionado a adequação de um modelo de apenas um fator para explicar o desempenho das carteiras de ações, podendo esse fator não ser o *benchmark* adequado. De facto, dada a ampla diversidade de estilos de investimento dos gestores, será preferível usar um modelo de avaliação de desempenho com múltiplos fatores que considere várias estratégias de investimento, as quais surgem como *benchmarks* para o gestor de carteiras. Neste contexto, na sequência da APT surgem, como descritos na secção 2.2.2, modelos de avaliação do desempenho alternativos àqueles baseados no CAPM. É o caso do modelo de avaliação com base em Fama e French (1993) e o de Carhart (1997), os quais têm mostrado empiricamente uma capacidade superior em explicar a rendibilidade das carteiras dos fundos de investimento. O modelo de Carhart (1997), como mostrado nomeadamente pelo próprio autor e por Otten e Bams (2004), tem mesmo evidenciado capacidades superiores de explicar a rendibilidade das carteiras. Desta forma, neste trabalho aplica-se o modelo de Carhart (1997), o qual é representado através da seguinte expressão:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t} \quad (3.13)$$

onde,

$R_{cf,t}$ = Rendibilidade em excesso da carteira *c* face à taxa isenta de risco no período *t*;

$R_{mf,t}$ = Rendibilidade em excesso da carteira de mercado face à taxa isenta de risco no período *t*;

SMB_t = *Small minus big*, isto é, a diferença entre a rendibilidade de uma carteira de ações com baixa capitalização bolsista e a rendibilidade de uma carteira de ações com elevada capitalização bolsista no período *t*;

HML_t = *High minus low*, isto é, a diferença entre a rendibilidade de uma carteira de ações com elevado *book-to-market* e a rendibilidade de uma carteira de ações com baixo *book-to-market* no período *t*;

$MOM_t = Momentum$, isto é, a diferença entre a rendibilidade de uma carteira de ações com as rendibilidades mais elevadas nos últimos onze meses, e desfasada um mês, e a rendibilidade de uma carteira de ações com as rendibilidades mais baixas nos últimos onze meses, e desfasada também um mês;

$\beta_{c,m}$; $\beta_{c,SMB}$; $\beta_{c,HML}$; $\beta_{c,MOM}$ = Coeficientes de sensibilidade da carteira a cada um dos fatores;

α_c = Medida do desempenho global;

$\varepsilon_{c,t}$ = Variável residual.

Os coeficientes deste modelo podem ser interpretados como: o $\beta_{c,m}$ avalia a exposição da carteira ao mercado; um $\beta_{c,SMB}$ positivo (negativo) e significativo revela que as carteiras estão mais expostas às ações de pequenas (grandes) empresas; um $\beta_{c,HML}$ positivo (negativo) e significativo revela que as carteiras estão mais orientadas para ações de valor (crescimento); e, finalmente, um $\beta_{c,MOM}$ positivo (negativo) e significativo mostra que os gestores constituem as suas carteiras selecionando as ações com melhor (pior) desempenho no último ano. Desta forma, este modelo pode ser interpretado como um modelo de atribuição de desempenho, onde os coeficientes e os fatores refletem a parte da rendibilidade da carteira atribuída a cada uma das quatro estratégias. Outra interpretação possível, é que este modelo calcula a rendibilidade líquida obtida pelo gestor do fundo depois de ajustada ao risco do mesmo, sendo este risco calculado através das características do fundo.

O α_c de Jensen (1968) e o α_c obtido com o modelo de Carhart (1997) apenas permitem avaliar o desempenho global dos fundos ou a sua capacidade de selecionar títulos sub ou sobreavaliados. No entanto, é importante analisar esta capacidade dos gestores e a de preverem a evolução futura do mercado através do ajuste das suas estratégias de investimento (*timing*), o que conduzirá a alterações no risco sistemático. Os modelos mais aplicados na literatura para analisarem estas duas capacidades são os de Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981), os quais têm conduzido a resultados semelhantes em vários trabalhos⁹³. Desta forma, opta-se por utilizar o de Treynor e Mazuy (1966), o qual adiciona um termo quadrático ao modelo de Jensen (1968), com o objetivo de captar a possível não

⁹³ Entre os quais, os de Hallahan e Faff (1999), Dellva, DeMaskey e Smith (2001), Bollen e Busse (2001), Drew, Veeraraghavan e Wilson (2005), Romacho e Cortez (2005) e Prather e Middleton (2006).

linearidade da carteira do fundo e da rendibilidade do mercado, ou seja, a capacidade de *timing*. Este modelo assume a expressão seguinte:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c} R_{mf,t} + \beta_{2c} R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t} \quad (3.14)$$

onde $R_{cf,t}$, $R_{f,t}$, $R_{mf,t}$ e $\varepsilon_{c,t}$ têm o mesmo significado que na equação 3.13, sendo que o β_{1c} avalia a exposição ao mercado. O α_c representa a capacidade de seletividade e o β_{2c} a capacidade de *timing*.

Como descrito no capítulo anterior, um dos desenvolvimentos dos modelos de seletividade e *timing* apontam para a utilização de modelos multifatores, sendo uma forma de fazer face à dificuldade de encontrar *benchmarks* adequados e às críticas atribuídas ao CAPM. Neste contexto, o modelo de Treynor e Mazuy (1966) é expandido para o contexto do modelo de Carhart (1997), permitindo um teste de robustez ao modelo anterior. O modelo de Treynor e Mazuy (1966) no contexto multifator apresenta-se como:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c} R_{mf,t} + \beta_{2c} R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t} \quad (3.15)$$

onde todas as variáveis têm o mesmo significado que anteriormente.

3.4.2. Modelos condicionais

Nos modelos não condicionais é assumido que o nível de risco da carteira se mantém constante ao longo do tempo. A exceção são, como visto, os modelos de seletividade e *timing* que consideram a variação do risco da carteira, mas atribuindo esta variação à capacidade de *timing* dos gestores, o que não tem necessariamente que acontecer. Na realidade, os gestores podem alterar o risco das suas carteiras simplesmente baseando-se em informação pública. No

entanto, a rendibilidade adicional obtida com base nessas informações não deve ser considerada como desempenho superior.

Ferson e Schadt (1996) admitem a variação temporal do risco sistemático (*beta*) através da introdução da informação pública nos modelos. O *beta* condicional será então uma função linear de um vetor de variáveis pré-determinadas e desfasadas, Z_{t-1} , que representam a informação pública disponível para o gestor de carteiras no período t-1, para prever as rendibilidade do período t. Assim, o *beta* condicional será:

$$\beta_c(Z_{t-1}) = \beta_{0c} + \beta'_c z_{t-1} \quad (3.16)$$

onde,

β_{0c} = *Beta* condicional médio, que representa a média dos *betas* condicionais;

β'_c = Vetor que quantifica a relação entre o *beta* condicional e as variáveis de informação;

z_{t-1} = Vetor dos desvios de Z_{t-1} em relação aos seus valores médios, ou seja, $Z_{t-1} - E(Z)$

⁹⁴

A equação 3.12 de Jensen (1968) com a inclusão da equação anterior conduz à seguinte expressão:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c} R_{mf,t} + \beta'_c (z_{t-1} R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (3.17)$$

onde o α_c mede agora o desempenho global condicional.

Note-se que se o gestor de uma carteira apenas utilizar as variáveis de informação pública incluídas no vetor Z_{t-1} , o seu desempenho não deverá ser significativamente diferente de zero, sendo consistente com o funcionamento eficiente do mercado na forma semiforte. Refira-se que a expressão 3.17 também pode ser interpretada como um modelo multifator não condicional, onde o primeiro fator é a rendibilidade em excesso do mercado face à taxa isenta

⁹⁴ A utilização de variáveis de informação de média zero, ou seja, usando a diferença do valor dessas variáveis face à sua média evita problemas de escala nas regressões.

de risco e os restantes são o produto dessa rendibilidade em excesso com cada uma das variáveis de informação.

Dado que os modelos multifatores podem permitir uma melhor caracterização das rendibilidades das carteiras, à semelhança do que aconteceu para os modelos não condicionais, também a equação anterior é expandida para o contexto do modelo de Carhart (1997)⁹⁵, resultando na expressão seguinte:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \beta'_c (z_{t-1} R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (3.18)$$

onde todas as variáveis têm o mesmo significado que anteriormente.

Nos modelos de seletividade e *timing*, neste caso no de Treynor e Mazuy (1966), também poderá ser incorporada a condicionalidade, tanto no contexto do CAPM, conforme sugerido por Ferson e Schadt (1996), como no do modelo de Carhart (1997). Assim, as equações 3.14 e 3.15 podem ser transformadas, respetivamente, em:

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c} R_{mf,t} + \beta_{2c} R_{mf,t}^2 + \beta'_c (z_{t-1} R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (3.19)$$

e

$$R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c} R_{mf,t} + \beta_{2c} R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \beta'_c (z_{t-1} R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t} \quad (3.20)$$

onde, o β_{2c} representa agora a capacidade de *timing* obtida através de informações não públicas, sendo que as restantes variáveis têm o mesmo significado que anteriormente.

A equação 3.20 acolhe as sugestões de Drew, Veeraraghavan e Wilson (2005). Embora os autores não apliquem modelos condicionais, sugerem, como citado no capítulo anterior, que os modelos de seletividade e *timing* incorporam os modelos multifatores dentro do contexto condicional. Esta equação é posteriormente usada por Prather e Middleton (2006).

⁹⁵ Otten e Bams (2002, 2004), Bauer, Koedijk e Otten (2005) e Bauer, Otten e Rad (2006a), embora não especificuem explicitamente a equação usada, também aplicam o modelo de Carhart (1997) no contexto condicional.

Comparativamente aos modelos anteriores, este deverá conduzir, pelo menos teoricamente, a uma avaliação mais rigorosa e disponibilizar mais informações acerca do desempenho dos fundos.

3.4.3. Testes às premissas do modelo de regressão linear

Na estimação dos parâmetros dos modelos de regressão linear de avaliação do desempenho definidos nas secções 3.4.1 e 3.4.2 é utilizado o método dos mínimos quadrados, o qual se baseia no critério da minimização da soma dos quadrados dos resíduos (erros) de estimação. Estes erros de estimação são definidos como a diferença entre os valores observados para a variável dependente, ou seja, o excesso de rendibilidade dos fundos face à taxa do ativo isento de risco, e os valores estimados para esta mesma variável.

Dado que o modelo de regressão linear assenta num conjunto de premissas, as quais, sendo violadas, podem colocar em causa os resultados obtidos com o método dos mínimos quadrados, torna-se necessário a análise da sua verificação. Estas premissas são a permanência da estrutura e a normalidade, homoscedasticidade e ausência de autocorrelação do termo erro.

Sob a premissa de permanência da estrutura, assume-se que os parâmetros estimados pelas regressões são constantes ao longo de todo o período analisado, ou seja, que existe uma relação estável entre a variável dependente e as variáveis independentes. De forma a testar-se esta premissa é utilizado o teste de Chow (1960), o qual permite avaliar estatisticamente se os parâmetros estimados diferem significativamente entre dois subperíodos de tempo⁹⁶.

O processo de inferência estatística baseia-se na premissa de normalidade do termo erro. De notar, que esta premissa não exige, normalmente, um estudo aprofundado. Tal acontece dado que, por um lado, mesmo que o termo erro não esteja normalmente distribuído, os

⁹⁶ O teste é efetuado considerando dois subperíodos de tempo de igual duração.

estimadores do método dos mínimos quadrados mantêm-se cêntricos, consistentes e eficientes⁹⁷. Por outro lado, também pode recorrer-se ao teorema do limite central para invocar-se a normalidade assintótica daqueles estimadores, de forma a justificar-se a utilização dos procedimentos usuais. É utilizado o teste de Jarque-Bera (1987) para aferir-se acerca da normalidade ou não do termo erro.

Na presença de heteroscedasticidade e/ou autocorrelação do termo erro, a centricidade e a consistência dos estimadores dos parâmetros da regressão, obtidos através do método dos mínimos quadrados, não é afetada, no entanto, estes deixam de ser eficientes. Também os estimadores da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores dos parâmetros são inconsistentes, conduzindo à perda de validade do processo de inferência estatística que assenta na informação produzida com base nestas estimativas.

Os resíduos das regressões são analisados através da aplicação do método de White (1980) para testar a presença de heteroscedasticidade. Este teste baseia-se no facto de, perante este enviesamento, e como referido acima, o estimador da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores dos parâmetros obtidos pelo método dos mínimos quadrados ser inconsistente, e apresenta a vantagem de não exigir o conhecimento da natureza da heteroscedasticidade.

Relativamente à presença de autocorrelação nos resíduos, esta pode advir das regularidades associadas à sequência temporal das observações da variável dependente, ou seja, dos excessos de rendibilidade dos fundos face à taxa do ativo isento de risco. Contudo, também pode estar associada à deficiente especificação dos modelos, ou seja, à persistência dos efeitos das variáveis excluídas, sendo uma das causas frequentes de autocorrelação positiva em análises económicas e financeiras⁹⁸.

A presença de autocorrelação nos resíduos é estudada através do teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978) - Godfrey (1978). Embora o teste de Durbin-Watson (1951) seja o mais utilizado para testar a autocorrelação, este tem duas desvantagens: só pode ser

⁹⁷ Um estimador é: centrado, se a sua média em amostras repetidas é igual ao parâmetro estimado; consistente, se a sucessão de estimadores obtidos em diferentes amostras converge estocasticamente para o parâmetro; e, eficiente, se é o de variância mínima entre os estimadores centrados e consistentes.

⁹⁸ Nos casos mais comuns de autocorrelação positiva, o uso dos estimadores enviesados da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores dos parâmetros conduz à subavaliação das verdadeiras variâncias, levando à sobreavaliação das estatísticas t (em valor absoluto) e F, podendo, assim, provocar graves erros de inferência estatística.

utilizado para testar a autocorrelação de primeira ordem, e tem associado uma região inconclusiva, tornando difícil a sua interpretação. O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978) - Godfrey (1978) permite ultrapassar estas limitações podendo ser utilizado, se necessário, para processos autorregressivos de ordens superiores à primeira ⁹⁹. Considerando que a autocorrelação de primeira ordem é a mais frequente em dados económicos é esta a testada na aplicação dos vários modelos.

3.5. Relação entre comportamento de competição/estratégico, concentração/diversificação das carteiras e desempenho

A relação entre os níveis de competição, concentração/diversificação das carteiras e desempenho é analisada comparando-se a ordenação dos vários mercados da União Europeia, tendo como base os indicadores para aquelas três vertentes. Estes indicadores são: para o comportamento de competição/estratégico, a média do CPR resultante da aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) para cada país; para a concentração/diversificação das carteiras, o peso do risco específico médio dos fundos em cada país, resultante da aplicação do Modelo de Mercado; e, para o desempenho, são considerados apenas os modelos que avaliam o desempenho global¹⁰⁰ e, dentro destes, são utilizados os resultados obtidos pelo modelo que mais contribua para explicar a rendibilidade em excesso dos fundos.

Após a ordenação dos países em função dos três indicadores é aplicado o *Spearman's Rank Correlation Coefficient*, o qual compara a ordenação dos países com base num indicador face à ordenação dos mesmos face a outro indicador. Este coeficiente é apresentado através da seguinte expressão:

⁹⁹ Uma variável segue um processo autorregressivo de ordem p , normalmente designado por $AR(p)$, quando o seu valor presente pode exprimir-se como uma combinação linear dos p valores precedentes dessa variável e, ainda, um termo aleatório com média nula.

¹⁰⁰ Dado que se pretende ter apenas um indicador do desempenho dos fundos, apenas estes modelos podem ser considerados. Note-se que aqueles modelos que avaliam as capacidades de seletividade e *timing* utilizam, naturalmente, não um, mas dois indicadores de desempenho.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad (3.21)$$

onde,

x_i = Ordem do i ésimo mercado, com base no indicador x ;

y_i = Ordem do i ésimo mercado, com base no indicador y ;

n = Número de mercados a ordenar.

Refira-se que r_s oscila entre -1 e 1, sendo que valores positivos (negativos) e significativos deste coeficiente indicam uma relação positiva (negativa) entre dois indicadores.

Dado que é possível obter um indicador da concentração/diversificação da carteira e do desempenho para cada fundo¹⁰¹, podem adotar-se procedimentos adicionais para estudar a relação entre os níveis de concentração/diversificação das carteiras e do desempenho obtido. Esta relação pode ser estudada com referência ao mesmo período de tempo ou com base em diferentes períodos (análise de causa/efeito). Por sua vez, cada uma destas duas análises pode ser efetuada através da utilização de tabelas de contingência ou através da comparação do desempenho de uma carteira constituída por fundos concentrados com o desempenho de uma carteira constituída por fundos diversificados.

Na análise da relação entre concentração/diversificação e o desempenho, referidos ao mesmo período de tempo, as tabelas de contingência são elaboradas usando-se os procedimentos seguintes. Começa-se por classificar os fundos em concentrados e diversificados, assim como em fundos com pior desempenho e melhor desempenho. A classificação entre fundos concentrados e diversificados é efetuada de acordo com a metodologia já definida na secção 3.3, ou seja, um fundo é classificado como concentrado (diversificado) se possuir um R^2 inferior (igual ou superior) à mediana deste coeficiente para o conjunto dos fundos. De forma semelhante, um fundo é considerado como tendo pior (melhor) desempenho se o mesmo for inferior (igual ou superior) à mediana do desempenho para o conjunto dos fundos. Conforme

¹⁰¹ Note-se que relativamente à competição apenas existem indicadores globais do nível de competição para o mercado onde os fundos estão inseridos, e não a nível individual de cada fundo.

referido acima, é utilizado o modelo de avaliação do desempenho global que demonstre maior capacidade de explicar a rendibilidade em excesso dos fundos.

Com base nas classificações anteriores é possível criar uma tabela de contingência 2x2 em que cada fundo é colocado numa de quatro células: (Concentrados, Piores); (Concentrados, Melhores); (Diversificados, Piores); e, (Diversificados, Melhores). Desta forma, na hipótese nula de não existência de relação entre o nível de concentração das carteiras e o seu desempenho, cada uma destas quatro células deve conter 25% dos fundos. Na hipótese alternativa, se as células (Concentrados, Melhores) e (Diversificados, Piores) possuem um número superior de fundos do que as células (Concentrados, Piores) e (Diversificados, Melhores) haverá evidência de relação positiva entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos, no caso contrário, haverá evidência de relação negativa entre estas duas vertentes. Em seguida é calculado o CPR, expresso da seguinte forma:

$$CPR = \frac{(\text{Concentrados,Melhores}) \times (\text{Diversificados,Piores})}{(\text{Concentrados,Piores}) \times (\text{Diversificados,Melhores})} \quad (3.22)$$

Esta expressão mostra que, quando o CPR é superior (inferior) a um haverá evidência de relação positiva (negativa) entre concentração das carteiras e desempenho. A significância estatística é avaliada através do teste χ^2 com um grau de liberdade¹⁰².

Complementarmente, e baseada na classificação anterior dos fundos entre concentrados e diversificados, a relação entre a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho é estudada comparando-se o desempenho global de duas carteiras: a carteira constituída pelos fundos concentrados e a carteiras constituída pelos fundos diversificados.

Conforme referido acima, a relação entre concentração/diversificação das carteiras e o desempenho obtido pode ser efetuada considerando diferentes períodos de tempo. Pretende-se, desta forma, analisar a relação causa/efeito entre o nível de concentração/diversificação das carteiras num período e o desempenho das mesmas no período seguinte, a qual pode, igualmente, ser efetuada de duas formas.

¹⁰² Conforme referido na secção 3.2, um grau de liberdade resulta da multiplicação de (número de colunas - 1) por (número de linhas - 1), sendo o número de colunas e o número de linhas de dois.

A tabela de contingência é construída dentro dos mesmos moldes indicados acima, contudo a classificação dos fundos é diferente. Assim, um fundo é classificado como concentrado (diversificado) se possuir um R^2 inferior (igual ou superior) à mediana deste coeficiente, considerando-se apenas o primeiro período e os fundos existentes no mesmo. Um fundo é considerado como tendo pior (melhor) desempenho se o mesmo for inferior (igual ou superior) à mediana do desempenho, no segundo período, dos fundos existentes no primeiro período.

Conforme a análise indicada para o mesmo período de tempo, também para diferentes períodos de tempo é possível comparar o desempenho de uma carteira constituída por fundos concentrados com o desempenho de uma carteira constituída por fundos diversificados. Tal é efetuado comparando-se o desempenho, no segundo período, da carteira de fundos concentrados com o desempenho da carteira de fundos diversificados, sendo esta classificação dos fundos, e conforme acima indicado, efetuada com base no seu grau de concentração/diversificação no primeiro período.

3.6. Conclusões

Neste capítulo foi apresentada a metodologia que visa analisar a competição na indústria de gestão de ativos financeiros, a concentração/diversificação das carteiras dos fundos de investimento e o desempenho das mesmas, assim como a relação entre estas três vertentes.

Para o estudo da competição entre fundos de investimento foi descrita a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996). Para tal, os autores propõem a análise das reações dos gestores desses fundos através do ajuste do nível de risco das suas carteiras, depois de tido em consideração o desempenho face aos seus pares e considerando como período base de competição o ano.

No estudo da concentração/diversificação das carteiras foram apresentadas medidas alternativas que quantificam o nível de diversificação, nomeadamente o ICIn, proposto por Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005), e o número de títulos que constituem as carteiras, proposto por Sapp e Yan (2008). Face às limitações apontadas às mesmas, optou-se pela utilização do coeficiente de determinação obtido através do Modelo de Mercado. Esta decisão foi suportada, essencialmente, no trabalho de Cresson (2002), o qual mostra empiricamente a validade desta medida.

Na avaliação do desempenho dos fundos, e tendo como referência a medida de Jensen (1968) e os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e de Carhart (1997) e, ainda, a proposta de Ferson e Schadt (1996), foram apresentadas as suas versões base, assim como diferentes combinações entre eles, o que conduziu a oito diferentes modelos. Desta forma, será possível avaliar o desempenho global, as capacidades de seletividade e *timing* e os estilos de gestão, tanto no contexto condicional como não condicional, testando-se a robustez dos resultados obtidos por estes modelos.

Finalmente, foi apresentada a metodologia para estudar a relação entre competição, concentração e desempenho, a qual assenta no *Spearman's Rank Correlation Coefficient* e, complementarmente, em tabelas de contingência e na metodologia de construção de carteiras.

Após a definição da metodologia, no capítulo seguinte são descritos os dados sobre os quais a mesma é aplicada e desenvolvido o trabalho empírico.

CAPÍTULO 4 – ANÁLISE EMPÍRICA NA UNIÃO EUROPEIA

4.1. Introdução

No presente capítulo começa-se por efetuar a descrição dos dados sobre os quais é aplicada a metodologia definida no capítulo anterior. É descrito o procedimento de constituição da amostra, assim como as principais características da mesma. São apresentadas as expressões e metodologias de cálculo das diferentes variáveis utilizadas neste estudo, assim como as fontes onde são obtidos os seus valores de base. É depois efetuada uma análise individual e comparativa, sintética, dos valores destas variáveis. É ainda indicado o procedimento de estimação dos modelos de avaliação do desempenho.

As análises efetuadas sobre a amostra passam por quatro fases, sendo cada uma delas aplicada em diferentes cenários. Na primeira, é estudado o comportamento de competição/estratégico entre os fundos de investimento na União Europeia, através do uso da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996). Na segunda, é estudado o nível de concentração/diversificação das carteiras dos fundos de investimento, baseado no coeficiente de determinação resultante do Modelo de Mercado. Na terceira, é avaliado o desempenho dos fundos através da aplicação da medida de Jensen (1968), do modelo de Carhart (1997), do modelo de Treynor e Mazuy (1966) e, também, do modelo resultante da expansão deste no contexto do modelo de Carhart (1997). Estes quatro modelos são aplicados sem e com inclusão da informação pública, conduzindo à utilização de oito modelos de avaliação do desempenho. Na última fase é examinada a relação entre as três vertentes anteriores da indústria, ou seja, entre comportamento de competição/estratégico, nível de concentração/diversificação das carteiras e desempenho dos fundos de investimento.

4.2. Descrição dos dados

4.2.1. Constituição e caracterização da amostra

Aquando da análise da indústria de FIM na secção 1.2, ficou evidente o forte crescimento do mercado europeu na primeira década do século XXI face ao mercado de referência, a América (influenciada claramente pelos Estados Unidos da América). Enquanto durante este período a Europa cresce 65% em termos dos ativos geridos, os Estados Unidos da América registam apenas um crescimento de 14%. Assim, no final de 2009, a Europa representa 50% do número de fundos e 33% dos ativos geridos a nível mundial, comparativamente a, 12% e 48%, respetivamente, dos Estados Unidos da América. Em termos de valores geridos por categorias, os fundos de ações dominam tanto a nível mundial como europeu, com respetivamente, 40% e 30% no final da década.

A amostra selecionada para o presente estudo reflete as circunstâncias anteriores, ou seja, o crescimento significativo do mercado europeu e a categoria de fundos com maior peso. Assim, o mercado estudado é o da União Europeia e a categoria de fundos os FIM de ações. Note-se que a União Europeia é francamente representativa do mercado europeu. Em dezembro/2009, esta representa 96% do total de FIM de ações da Europa. Por outro lado, os FIM de ações serão aqueles que melhor devem permitir avaliar o comportamento e as capacidades de gestão dos respetivos gestores, dado que as suas carteiras são constituídas por títulos muito sensíveis à evolução das economias/mercados.

Dentro da União Europeia são selecionados os sete países com maior peso em termos de FIM de ações em dezembro/2009 (ver tabela 1.1). Por ordem crescente de peso têm-se: França (21%), Reino Unido (21%), Alemanha (7%), Suécia (5%), Bélgica (3%), Espanha (3%) e

Itália (2%)¹⁰³. Estes países representam 62% do valor gerido pelos FIM de ações na União Europeia. Dentro desta categoria de fundos são selecionados os FIM de ações que investem globalmente. Estes fundos têm como principal universo de investimento as ações das empresas de países desenvolvidos a nível mundial. Esta escolha deve-se a três razões. Primeira, à maior globalização e integração das economias e mercados financeiros mundiais nas duas últimas décadas. Segunda, todos os fundos incluídos na amostra têm o mesmo universo de investimento, permitindo comparações diretas entre os mesmos em termos do seu comportamento. Por último, não tendo os gestores desses fundos restrições geográficas de investimento, podem os mesmos optar por maiores ou menores concentrações das suas carteiras a nível geográfico e/ou sectorial.

Os dados utilizados para a constituição da amostra de fundos são adquiridos à *Thomson Reuters*, através da base de dados *Lipper*. São considerados todos os FIM de ações que investem globalmente, domiciliados em cada um dos sete países, tanto ativos em dezembro/2009, como os que são liquidados e incorporados desde o seu lançamento até àquela data¹⁰⁴. Além do valor mensal das unidades de participação de cada fundo em moeda local e em United States Dollar (USD), é ainda recolhido o valor líquido global de cada fundo em dezembro/2009. Assim, são recolhidos os dados de 1826 fundos. Após análise dos dados, são eliminados os registos de 9 fundos. Estes fundos apresentam omissões do valor das unidades de participação nalgum período desde o seu lançamento até à sua liquidação ou incorporação, ou então até final de dezembro/2009. De seguida são selecionados os fundos com mais de 24 meses de cotação e com anos completos¹⁰⁵. É definido um período de estudo de 16 anos, de janeiro/1994 a dezembro/2009, sendo o mesmo suficientemente longo para permitir diferentes análises e conduzir a resultados suficientemente robustos. A aplicação destes filtros conduz a uma amostra final de 1485 fundos.

Na tabela 4.1 são apresentadas as principais características da amostra.

¹⁰³ O Luxemburgo não é incluído, como já anteriormente referido, dado constituir um importante mercado *offshore*, e portanto com características particulares.

¹⁰⁴ A inclusão de fundos extintos durante o período de estudo salvaguarda o eventual efeito do *survivorship bias*. Este efeito ocorre quando apenas são selecionados para a amostra os fundos de investimento sobreviventes, os quais podem ter desempenho superior aos extintos. Na presença deste enviesamento, o desempenho dos fundos tende a ser sobrestimado (Brown, Goetzmann, Ibbotson e Ross, 1992).

¹⁰⁵ É considerado, por um lado, um número mínimo de meses de cotação de forma que a análise empírica seja significativa. Por outro, a aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) exige que os fundos tenham anos completos de cotação.

Tabela 4.1. Características da amostra

Esta tabela apresenta por país e para o total da amostra: o número de fundos totais (sobreviventes e extintos); o número de fundos sobreviventes em dezembro/ 2009 e a percentagem destes fundos relativamente ao número de fundos totais; o número médio de fundos, por ano, sobreviventes, novos e extintos (liquidados ou incorporados)¹⁰⁶, sendo também apresentada a percentagem de fundos novos e extintos face ao número de fundos sobreviventes; a idade média dos fundos desde o seu lançamento até à sua extinção ou até dezembro/2009; o valor líquido global dos fundos sobreviventes¹⁰⁷ total e por fundo; e, a quota de mercado de cada país face ao total da amostra.

Países	N.º fundos totais	N.º fundos sobreviventes	N.º médio fundos por ano:			Idade média (anos)	Valor líquido global (10 ⁶ USD):		
			Sobreviventes	Novos	Extintos		Total	Por fundo	Quota mercado
Alemanha	212	175 (83%)	120	14 (12%)	12 (10%)	11	43.046	253	24%
Bélgica	202	184 (91%)	75	15 (20%)	6 (8%)	6	10.802	62	6%
Espanha	83	53 (64%)	49	7 (14%)	10 (20%)	9	2.195	41	1%
França	318	252 (79%)	171	19 (11%)	17 (10%)	9	30.401	122	17%
Itália	95	45 (47%)	53	6 (11%)	13 (23%)	10	6.463	170	4%
Reino Unido	507	433 (85%)	287	29 (10%)	19 (6%)	11	61.704	240	35%
Suécia	68	59 (87%)	43	4 (9%)	3 (7%)	12	23.956	420	13%
Total da amostra	1485	1201 (81%)	798	79 (10%)	18 (2%)	9	178.568	179	100%

Dos 1485 fundos totais da amostra, o Reino Unido surge como o mercado de maior dimensão, representando mais de um terço (507) do total de fundos, seguindo-se a França com 318 fundos e a Alemanha (212). Estes três mercados possuem, assim, cerca de 70% dos fundos da amostra. No extremo oposto, a Suécia é o mercado com menor número de fundos (68).

Quando se consideram apenas os fundos sobreviventes no final do período de estudo (dezembro/2009), o número de fundos baixa para 1201, ou seja, 81% do número de fundos totais. Os países com menor taxa de sobrevivência são a Itália (47%) e a Espanha (64%), pelo que estes dois países são potencialmente mais sensíveis ao *survivorship bias*. Os fundos sobreviventes nestes países são, respetivamente, de 45 e 53 fundos, sendo também os que apresentam o menor número de fundos sobreviventes da amostra.

A tabela anterior apresenta mais três indicadores: o número médio de fundos sobreviventes, novos e extintos por ano. Observa-se que a amostra total apresenta uma média de 798 fundos por ano, sendo o número de fundos novos (79) bastante superior ao dos fundos extintos (18).

¹⁰⁶ No anexo 4.1 é apresentado o número de fundos da amostra sobreviventes, novos e extintos, por país e por ano.

¹⁰⁷ O valor líquido global não é fornecido para todos os fundos sobreviventes em dezembro/2009. Dos 1201 fundos sobreviventes, há 201 fundos para os quais as sociedades gestoras não fornecem aquela informação, pelo que estes não são considerados nos cálculos.

Na realidade, a percentagem média anual de fundos novos face aos sobreviventes (10%) é muito superior à de fundos extintos (2%), evidenciando desta forma o crescimento do número de fundos durante o período de estudo. Em consonância com os valores do número de fundos totais e sobreviventes, o Reino Unido, a França e a Alemanha são os que têm maior número de fundos em cada um destes três indicadores, em termos absolutos. A Bélgica é, contudo, o país com maior dinamismo em termos de criação de fundos, com uma taxa média anual de 20%. Ainda de acordo com a tabela anterior, a Itália e a Espanha apresentam, destacadamente, a maior taxa de fundos extintos anual (23% e 20%, respetivamente). O anexo 4.1 apresenta mais detalhes relativamente à evolução destes três indicadores durante o período amostral. É de destacar a criação de um número elevado de fundos (1262) entre 1994 e 2007, havendo apenas a registar extinções no final deste período, o que se refletiu num crescimento bastante acentuado destes produtos financeiros. Assim, a taxa média de crescimento anual do número de fundos sobreviventes neste período é de 14%. Esta situação, como já referido na secção 1.2, é suportada pelo crescimento económico e evolução positiva dos mercados bolsistas. A partir de 2007, e motivada pelo início da crise do *subprime* nos Estados Unidos da América, verifica-se o oposto, ou seja, assiste-se à extinção acentuada de fundos, não havendo a criação de fundos nos anos de 2008 e 2009. Em termos globais para a amostra, durante o período de estudo há uma taxa de crescimento dos fundos sobreviventes de 11% sendo a de fundos novos e extintos, respetivamente, de 17% e 15%¹⁰⁸.

No que diz respeito à idade dos fundos, com exceção da Bélgica, que tem os fundos mais jovens da amostra, com uma média de 6 anos, e a Suécia que tem os fundos mais antigos, com uma média de 12 anos, os restantes países não divergem muito entre eles. Assim, a amostra total possui fundos com uma média de 9 anos de idade.

Por último, a tabela 4.1 apresenta o valor total gerido pelos fundos em cada um dos países. Face ao seu maior número de fundos, também o Reino Unido, a França e a Alemanha têm o maior valor líquido global. Desta forma, estes três mercados representam mais de $\frac{3}{4}$ da quota de mercado da amostra. O país com menor valor gerido é a Espanha com apenas 1% de quota

¹⁰⁸ Estes dois últimos valores devem ser analisados com o devido cuidado, dado que os mesmos são apresentados para o período global e a criação e extinção de fundos ocorreram em momentos específicos e bem definidos. De facto, como já referido, apenas houve criação de fundos entre 1994 e 2007. Por outro lado, o período de extinção de fundos apenas ocorreu entre 2006 e 2009. Se apenas forem considerados os anos em que se registaram criação (14 anos) e extinção de fundos (4 anos), a taxa média anual dos mesmos é, respetivamente, 28% e 77%.

de mercado. Finalmente, há a destacar a Suécia que tem claramente os fundos com maior dimensão média (420 milhões USD), afastando-se bastante da Alemanha (253 milhões USD) e do Reino Unido (240 milhões USD) que se lhe seguem. No extremo oposto, a Espanha (41 milhões USD) e a Bélgica (62 milhões USD) têm os fundos com menor dimensão.

Globalmente, a tabela anterior permite verificar que o Reino Unido é o mercado com maior dimensão na União Europeia em termos de FIM de ações globais, tendo como referência os dois principais indicadores: número de fundos e quota de mercado (valor líquido global). A França e a Alemanha são os mercados seguintes em termos de dimensão. A Espanha e a Itália são os países com menor expressão na amostra. Uma referência para a Suécia, que é dos mercados com menor número de fundos totais e sobreviventes, sendo o que apresenta a menor taxa de criação de fundos e a segunda menor em termos de extinção, demonstrando uma maior estabilidade em termos de rotação. Por contrapartida, apresenta os fundos com maior dimensão e mais antigos. Estes factos parecem revelar que o crescimento deste mercado assenta, essencialmente, no aumento do valor líquido global dos fundos em detrimento do crescimento acentuado do seu número. Com dados de certa forma opostos está a Bélgica. Este país tem a maior taxa de criação de fundos, um número elevado de fundos (aproximando-se bastante da Alemanha e mesmo ultrapassando este país em número de fundos sobreviventes), os fundos mais novos e os fundos com menor dimensão (excetuando neste último aspeto a Espanha). De facto, parece que o crescimento do mercado é feito à base da criação de novos fundos e não do crescimento do valor gerido pelos já existentes.

4.2.2. Rendibilidade dos fundos de investimento

Como referido na secção anterior, é recolhido o valor mensal das unidades de participação dos fundos, em moeda local e em USD, através da base de dados *Lipper*, da *Thomson Reuters*. Este valor inclui os dividendos distribuídos pelas ações e é descontado de todas as comissões de gestão suportadas pelos fundos.

O valor das unidades de participação dos fundos é influenciado pelo sistema fiscal existente em cada país¹⁰⁹. Assim, tal facto deverá ser tido em consideração aquando da posterior interpretação dos resultados. Os efeitos fiscais podem fazer sentir-se com maior intensidade, particularmente, na Itália, dado que o valor das unidades de participação neste país é divulgado após impostos.

No cálculo da rendibilidade mensal é considerado o valor das unidades de participação em USD. Esta rendibilidade mensal é calculada através da seguinte expressão:

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

onde,

$R_{c,t}$ = Rendibilidade do fundo **c** no mês **t**;

UP_t = Valor da unidade de participação no mês **t**;

UP_{t-1} = Valor da unidade de participação no mês **t-1**.

4.2.3. Rendibilidade do mercado

Para o cálculo da rendibilidade do mercado é necessária a escolha de um *benchmark* que melhor o represente. Assim, considerando o universo de investimento dos fundos incluídos na amostra, ou seja, ações de países desenvolvidos a nível mundial, é selecionado o índice *MSCI World*, divulgado pela *Morgan Stanley Capital International* (MSCI). Este índice tem como objetivo avaliar o desempenho global dos mercados de ações dos países desenvolvidos a nível mundial e é construído ponderando a capitalização bolsista destes mercados. O *MSCI World* é constituído pelos índices de ações dos seguintes 24 países¹¹⁰: Alemanha, Austrália, Áustria, Canadá, Bélgica, Dinamarca, Estados Unidos da América, Espanha, Finlândia, França,

¹⁰⁹ Informação relativa aos impostos, que influenciam o valor das unidades de participação dos fundos de investimento, de todos os países que fazem parte da amostra selecionada, pode ser encontrada no sítio da Internet da EFAMA, em www.efama.org (consulta em 09/09/2011).

¹¹⁰ Referente à constituição do índice em maio de 2010.

Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Reino Unido, Singapura, Suécia e Suíça. Este índice é ajustado a dividendos e calculado em USD.

A rentabilidade mensal do mercado, representada pelo índice referido, é calculada através da seguinte expressão:

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

onde,

- $R_{m,t}$ = Rentabilidade do mercado (índice) no mês t ;
- I_t = Valor do índice no mês t ;
- I_{t-1} = Valor do índice no mês $t-1$.

A evolução mensal do índice é apresentada no anexo 4.2. Apenas pela observação do gráfico é possível identificar vários períodos de subida e descida do mercado. Observam-se dois períodos de subida prolongada do mercado, de janeiro/1994 a dezembro/1999 (6 anos) e de janeiro/2003 a dezembro/2007 (5 anos). O primeiro período de subida é motivado pelo crescimento das economias e aumento da globalização financeira, e o segundo período de subida pelo crescimento das economias dos países desenvolvidos, assente em baixas taxas de juro. Há depois um período de curta subida no ano de 2009 marcado pela recuperação das economias, as quais são fortemente afetadas no ano anterior. Note-se, contudo, que este último período poderá não estar “completo” pelo facto do mesmo corresponder ao fim do período de estudo definido para este trabalho.

Em termos de descida do mercado, observa-se um primeiro período entre janeiro/2000 e dezembro/2002 (3 anos) e um segundo período, curto e acentuado, no ano de 2008. O primeiro período é conduzido pelo arrefecimento do crescimento das economias nos anos anteriores, e o segundo período pela crise financeira, que provoca grandes dificuldades às grandes instituições financeiras a nível mundial e uma forte contração do mercado do crédito, afetando a economia real.

Neste contexto, o período de estudo apresenta 12 anos de subida do mercado e 4 anos de descida, o que corresponde, respetivamente, a 75% e 25% do período total a estudar. Em termos de rendibilidade para a totalidade deste período, o índice *MSCI World* obtém uma taxa anual de 7,5%, com um desvio-padrão de 15,3%.

4.2.4. Rendibilidade do ativo sem risco

Na escolha do ativo isento de risco é considerado o facto das unidades de participação serem obtidas em USD, estando a assumir-se, implicitamente, a perspetiva dos investidores americanos. Desta forma, deverá ser obtida a rendibilidade de um ativo isento de risco que possa ser utilizado por estes investidores. Assim, é escolhida a taxa de juro dos depósitos *Eurodollar* com a maturidade de um mês (*one-month eurodollar deposit rate*), praticada em Londres, e recolhida através da *Federal Reserve* dos Estados Unidos da América¹¹¹. Dado que esta taxa é obtida em termos anuais, é calculada a respetiva proporcionalidade para a obtenção da taxa mensal.

No anexo 4.3 é apresentada a evolução mensal e alguns indicadores estatísticos desta taxa de juro. Assim, a *one-month eurodollar deposit rate* mostra, para o período de estudo, uma taxa anual média de 4%, com um desvio-padrão de 0,5%, sendo o seu valor mínimo de 0,3% e máximo de 6,6%.

¹¹¹ Os depósitos *Eurodollar* são denominados em USD e criados pelos bancos fora dos Estados Unidos da América, não estando por isso na jurisdição da *Federal Reserve*. Note-se que a taxa destes depósitos é muito próxima da dos Bilhetes do Tesouro dos Estados Unidos da América, os quais são correntemente utilizados como representativos de aplicações sem risco.

4.2.5. Fatores incluídos nos modelos multifatores

A aplicação do modelo multifator de Carhart (1997), definido no capítulo anterior (secções 3.4.1 e 3.4.2), exige, além da rendibilidade do mercado, a utilização de três fatores adicionais: o fator dimensão (SMB); o fator *book-to-market* (HML), e, o fator *momentum* (MOM).

Estes três fatores são obtidos tendo por base o mercado acionista dos Estados Unidos da América. Por um lado, os fundos que constituem a amostra têm como universo de investimento as ações de países desenvolvidos a nível mundial, assumindo-se que existe uma elevada correlação entre estas e as do mercado americano. Por outro lado, os três fatores são calculados com regularidade para este mercado.

Os valores mensais para os fatores SMB, HML e MOM são recolhidos através do sítio da Internet de Kenneth R. French¹¹². Os fatores SMB e HML são calculados seguindo Fama e French (1993) e o fator MOM seguindo a metodologia definida por Kenneth R. French, a qual é muito próxima da sugerida por Carhart (1997).

Relativamente aos fatores SMB e HML são definidos os parâmetros para a constituição de seis carteiras a partir das ações cotadas na NYSE. As seis carteiras são definidas em junho de cada ano e resultam da interceção entre duas carteiras baseadas na dimensão (capitalização bolsista) e três carteiras baseadas no rácio *book-to-market* (valor contabilístico/cotação). A justificação para a divisão das ações em apenas dois grupos baseados na dimensão e três grupos baseados no valor, assenta na evidência de Fama e French (1992), os quais verificam que o rácio *book-to-market* é mais relevante para explicar a rendibilidade das ações do que a dimensão das mesmas. As duas primeiras carteiras são constituídas pelas ações com menor capitalização bolsista (“ações pequenas”) e maior capitalização bolsista (“ações grandes”), sendo utilizada a mediana deste parâmetro como critério de decisão entre estas duas classificações. Para a constituição das três carteiras seguintes, as ações são ordenadas do

¹¹² Trabalhos como os de Chua, Lai e Wu (2008) e Cortez, Silva e Areal (*forthcoming*), ao analisarem fundos que investem globalmente também usam a mesma fonte de informação, disponível em http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html (consulta em 12/04/2010).

maior para o menor valor do rácio *book-to-market*, sendo formados três grupos: 30% das ações com maior rácio (“ações valor”); 40% das ações com rácio intermédio (“ações neutras”); e, 30% das ações com menor rácio (“ações crescimento”). O rácio *book-to-market* é calculado no mês de junho de cada ano, para cada ação, considerando o valor contabilístico das ações no final do último ano fiscal anterior dividido pela cotação das ações no final do ano anterior. Resumidamente têm-se, então, as seis carteiras apresentadas na figura 4.1.

Figura 4.1. Constituição de seis carteiras baseadas na dimensão e no rácio *book-to-market* das ações – Metodologia de Fama e French (1993)

		Rácio <i>book-to-market</i> da ação		
		Valor (30%)	Neutra (40%)	Crescimento (30%)
Dimensão da ação	Pequena (50%)	Pequena-Valor	Pequena-Neutra	Pequena-Crescimento
	Grande (50%)	Grande-Valor	Grande-Neutra	Grande-Crescimento

As ações incluídas nas seis carteiras ponderadas de julho do ano t até junho do ano $t+1$, abrangem todas as ações da NYSE, da AMEX e da NASDAQ com cotações em dezembro do ano $t-1$ e junho do ano t .

O fator SMB é calculado mensalmente resultando da rendibilidade média de três carteiras pequenas subtraída da rendibilidade média de três carteiras grandes, ou seja:

$$SMB = \frac{PequenaValor + PequenaNeutra + PequenaCrescimento}{3} - \frac{GrandeValor + GrandeNeutra + GrandeCrescimento}{3} \quad (4.3)$$

O fator HML é calculado mensalmente resultando da rendibilidade média de duas carteiras valor subtraída da rendibilidade média de duas carteiras crescimento, ou seja:

$$HML = \frac{\text{PequenaValor} + \text{GrandeValor}}{2} - \frac{\text{PequenaCrescimento} + \text{GrandeCrescimento}}{2} \quad (4.4)$$

Relativamente ao fator MOM, a metodologia utilizada por Kenneth R. French é semelhante à utilizada para os dois fatores anteriores. São definidos os parâmetros de seis carteiras a partir das ações cotadas na NYSE. Estas carteiras são definidas mensalmente e resultam da interseção entre duas carteiras baseadas na dimensão (capitalização bolsista) e três carteiras baseadas na rendibilidade dos onze meses anteriores. As duas primeiras carteiras são construídas como anteriormente definidas. Na construção das três últimas carteiras, as ações são ordenadas do maior para o menor valor de rendibilidade e formados três grupos: 30% das ações com maior rendibilidade (“ações altas”); 40% das ações com rendibilidade intermédia (“ações intermédias”); e, 30% das ações com menor rendibilidade (“ações baixas”). Resumidamente têm-se, então, as seis carteiras apresentadas na figura 4.2.

Figura 4.2. Constituição de seis carteiras baseadas na dimensão e na rendibilidade das ações – Metodologia de Kenneth R. French

		Rendibilidade da ação		
		Alta (30%)	Intermédia (40%)	Baixa (30%)
Dimensão da ação	Pequena (50%)	Pequena-Alta	Pequena-Intermédia	Pequena-Baixa
	Grande (50%)	Grande-Alta	Grande-Intermédia	Grande-Baixa

As ações a incluir em cada mês, nas seis carteiras ponderadas, abrangem todas as ações da NYSE, da AMEX e do NASDAQ.

O fator MOM é calculado mensalmente resultando da rendibilidade média das duas carteiras altas subtraída da rendibilidade média das duas carteiras baixas, ou seja:

$$MOM = \frac{PequenaAlta + GrandeAlta}{2} - \frac{PequenaBaixa + GrandeBaixa}{2} \quad (4.5)$$

De notar que valores positivos (negativos) do fator SMB, em cada mês, revelam maior rendibilidade das ações/empresas com menor (maior) capitalização bolsista. Valores positivos (negativos) do fator HML revelam maior rendibilidade das ações/empresas com mais alto (baixo) *book-to-market* – ações de valor (crescimento). Por último, valores positivos (negativos) do fator MOM, em cada mês, mostram maior rendibilidade das ações/empresas que obtiveram maior (menor) rendibilidade no passado recente.

A evolução gráfica do valor mensal de SMB, HML e MOM, assim como algumas medidas estatísticas, são apresentadas, respetivamente, nos anexos 4.4, 4.5 e 4.6. Face às taxas médias para cada um dos fatores, concluí-se que: as ações de pequenas empresas apresentam uma rendibilidade superior às ações de grandes empresas em 2,3% ao ano (SMB); as ações de valor proporcionam uma rendibilidade superior às ações de crescimento em 3,7% ao ano (HML); e, a rendibilidade das ações que proporcionam maior rendibilidade no passado, obtêm no presente, uma rendibilidade superior às ações de empresas com menor rendibilidade no passado em 5,7% ao ano (MOM).

4.2.6. Variáveis de informação pública

A aplicação empírica da proposta de Ferson e Schadt (1996), de introdução da condicionalidade nos modelos de avaliação do desempenho, exige a definição de variáveis de informação pública. Estudos como os de Fama e French (1989), Pesaran e Timmermann (1995) e Fraser (1995) mostram que as variáveis que maiores capacidades demonstram em prever a rendibilidade das ações são: um indicador da taxa de juro de curto prazo; uma medida do declive da estrutura temporal das taxas de juro; e, o *dividend yield*. Vários estudos posteriores, que incorporam a condicionalidade, passam a usar pelo menos estas três variáveis, sendo o caso de Ferson e Schadt (1996), Christopherson, Ferson e Glassman (1998),

Cortez e Silva (2002), Otten e Bams (2004), Agudo, Magallón e Sarto (2006), Prather e Middleton (2006), Bauer, Otten e Rad (2006a), Leite e Cortez (2009), Cortez, Silva e Areal (2009) e Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2010a). Estas três variáveis são também as utilizadas no presente trabalho.

Considerando o argumento apresentado na secção anterior, ou seja, dado que a amostra utilizada é de fundos que investem globalmente, e sendo os Estados Unidos da América o mercado de referência, são usadas variáveis de informação globais deste mercado¹¹³. Desta forma, como *proxy* para a taxa de juro de curto prazo é utilizada a taxa a três meses dos Bilhetes do Tesouro dos Estados Unidos da América (*3 month US Treasury bill*) e como indicador do declive da estrutura temporal das taxas de juro é calculada a diferença entre o rendimento das obrigações do tesouro a dez anos (*10 years US Treasury bonds*) e a taxa a três meses dos Bilhetes do Tesouro deste país. Estes dados são obtidos, em termos mensais, através da *Federal Reserve* dos Estados Unidos da América. O *dividend yield* é baseado no índice *MSCI World*, já anteriormente referido para o cálculo da rendibilidade do mercado. É calculado, para cada mês, o rácio entre os dividendos pagos por este índice nos doze meses anteriores e o valor atual do índice, em USD, ou seja, é calculada a diferença mensal entre a rendibilidade obtida pelo índice com dividendos (*MSCI World Gross*) e sem dividendos (*MSCI World Price*) e posteriormente somadas as diferenças dos doze meses anteriores a determinado mês.

No anexo 4.7 é possível observar a evolução do valor de cada uma destas três variáveis de informação pública durante o período de estudo. A observação do gráfico deste anexo evidencia uma correlação negativa elevada (e natural em termos económicos) entre a taxa de juro de curto prazo e o declive da estrutura temporal das taxas de juro. Este facto pode constatar-se de forma mais explícita na tabela 4.2/painel B/coluna 1, a qual mostra um coeficiente de correlação entre estas variáveis de -0,785. Na tabela 4.2/painel A/coluna 1, verifica-se que a taxa de juro de curto prazo apresenta uma taxa média anual de 3,5%, sendo a taxa das obrigações de longo prazo, em média, superiores àquelas em 1,6% (declive da

¹¹³ Alguns trabalhos recentes, e referidos acima, também usam variáveis globais e não variáveis locais. É o caso de Cortez, Silva e Areal (2009), que ao estudarem os fundos socialmente responsáveis de vários países europeus, também usam variáveis de informação globais dos Estados Unidos da América e, de Leite e Cortez (2009), que ao analisarem o desempenho de fundos de ações portuguesas, tanto domésticos como os que investem na União Europeia, usam variáveis de informação europeias.

estrutura temporal das taxas de juro). O *dividend yield*, com uma média anual de 2,1%, é a variável com maior estabilidade ao longo do período, evidenciada no desvio-padrão de 0,4%.

Tabela 4.2. Estatísticas das variáveis condicionais

Nesta tabela, o painel A apresenta algumas estatísticas descritivas das variáveis condicionais com taxas anuais, assim como as suas autocorrelações de ordem 1, 3, 6 e 12, referentes ao período de janeiro/1994 a dezembro/2009. O painel B apresenta os coeficientes de correlação entre as três variáveis condicionais. Nos dois painéis, os valores apresentados nas colunas 1 e 2 referem-se, respetivamente, aos valores simples das variáveis condicionais e aos valores das mesmas após estas terem sido, cumulativamente, desfasadas um mês, subtraídas da sua média móvel dos dois meses precedentes e usadas na forma média-zero.

Painel A- Estatísticas descritivas e autocorrelação

	Taxa juro curto prazo		Declive da estrutura temporal das taxas de juro		<i>Dividend Yield</i>	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Média	3,5%	0,0%	1,6%	0,0%	2,1%	0,0%
Desvio-padrão	1,8%	0,3%	1,2%	0,3%	0,4%	0,0%
Mediana	4,3%	0,0%	1,5%	0,0%	2,1%	0,0%
Mínimo	0,0%	-1,2%	-0,5%	-0,9%	1,3%	-0,1%
Máximo	6,2%	0,6%	3,7%	0,9%	3,2%	0,2%
ρ_1	0,97	0,71	0,95	0,55	0,95	0,76
ρ_3	0,88	0,40	0,84	0,13	0,84	0,48
ρ_6	0,73	0,32	0,66	0,11	0,67	0,29
ρ_{12}	0,42	0,07	0,26	-0,08	0,47	-0,03

Painel B- Coeficiente de correlação

	Taxa juro curto prazo		Declive da estrutura temporal das taxas de juro		<i>Dividend Yield</i>	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Taxa de juro de curto prazo	1	1	-0,785	-0,537	-0,528	-0,255
Declive da estrutura temporal das taxas de juro			1	1	0,367	0,106
<i>Dividend Yield</i>					1	1

De modo a que as três variáveis anteriores possam ser utilizadas como informação pública disponível para os gestores dos fundos tomarem decisões e ajustarem as suas carteiras em conformidade, as mesmas são usadas com um desfasamento temporal de um mês. Adicionalmente, e dado que estas variáveis podem conduzir a regressões falsas pelo facto de possuírem elevadas autocorrelações (tabela 4.2/painel A/coluna 1), particularmente de primeira ordem, e elevada correlação entre elas (tabela 4.2/painel B/coluna 1), é utilizado o

procedimento sugerido por Ferson, Sarkissian e Simin (2003). Assim, são usadas variáveis *detrended*, ou seja, as variáveis são subtraídas da sua média móvel dos dois meses precedentes¹¹⁴. Conforme referido no capítulo 3, e de acordo com Ferson e Schadt (1996), as variáveis são utilizadas na sua forma média-zero. Após estes procedimentos, as variáveis passam a apresentar autocorrelações e coeficientes de correlação bastante mais baixos, conforme se pode observar através da comparação das colunas 1 e 2 da tabela 4.2.

4.2.7. Análise comparativa dos dados

Após uma descrição individual dos dados, importa fazer uma análise sintética comparativa dos mesmos com base em indicadores estatísticos. Assim, será possível retirar-se, desde já, algumas ilações prévias à análise empírica propriamente dita, desenvolvida posteriormente com base na metodologia definida no capítulo anterior.

A tabela 4.3 apresenta algumas estatísticas sumárias dos dados.

No painel A pode observar-se que a rendibilidade média dos 1485 fundos da amostra é de 5,6% ao ano. Em termos dos países, parece que aqueles fundos que estão inseridos em mercados de maior dimensão são os que obtêm rendibilidades superiores, acontecendo o inverso nos países de menor dimensão. Na realidade, a Alemanha e o Reino Unido, sendo os que apresentam um valor líquido global superior, são os que obtêm rendibilidades superiores de 6,4% e 6,2%, respetivamente. O oposto acontece na Itália, que sendo o segundo país com menor valor líquido global gerido, apresenta os fundos com menores rendibilidades (4,5%). Este país é, contudo, a par da Bélgica, o que evidencia maior estabilidade das rendibilidades, com um desvio-padrão de 14%, refletindo a menor diferença entre a rendibilidade máxima (113,4%) e mínima (-218,1%) obtida durante o período de estudo. Neste aspeto, a Suécia

¹¹⁴ Além da utilização da média móvel dos dois meses precedentes, foram também utilizadas as médias móveis dos 12, 6 e 3 meses precedentes, contudo, as mesmas não se revelaram tão eficazes na redução da autocorrelação e correlação entre as variáveis. Resultados semelhantes são obtidos por Leite e Cortez (2009) e Leite, Cortez e Armada (2009), pelo que os autores também usam uma média móvel de dois meses.

situa-se no extremo oposto, como a maior variabilidade de rendibilidades (desvio-padrão de 17,6%) e a maior diferença entre a rendibilidade máxima (184%) e mínima (-252,6%).

Tabela 4.3. Estatísticas sumárias dos dados

Esta tabela apresenta, para o período de janeiro/1994 a dezembro/2009, a média, o desvio-padrão (DP) e o valor mínimo (Min) e máximo (Máx) das rendibilidades mensais dos diferentes dados utilizados na análise empírica, sendo os seus valores expressos em termos de taxas anuais. O painel A apresenta, para cada país e para a amostra total, o número de fundos totais (sobreviventes e extintos) e o valor líquido global gerido pelos fundos sobreviventes em dezembro/2009¹¹⁵. Os quatro indicadores estatísticos são calculados para as rendibilidades da carteira de cada país, para as rendibilidades em excesso face ao ativo isento de risco (*one-month eurodollar deposit rate* - R_f) e à rendibilidade do mercado (*MSCI World* - R_m). A rendibilidade mensal da carteira de cada país é formada a partir da média das rendibilidades mensais de todos os fundos desse país. O painel B apresenta os quatro indicadores estatísticos para a rendibilidade do mercado e para a rendibilidade deste em excesso face à taxa do ativo isento de risco, assim como apenas para a rendibilidade do ativo isento de risco. No painel C são apresentados os mesmos quatro indicadores estatísticos para as rendibilidades dos três fatores usados nos modelos multifatores: o fator dimensão (SMB), o fator *book-to-market* (HML) e o fator *momentum* (MOM). Por último, no painel D são ainda apresentados os quatro indicadores estatísticos para as rendibilidades das três variáveis de informação pública utilizadas nos modelos condicionais: a taxa de juro de curto prazo (*3 month US Treasury bill*); o declive da estrutura temporal das taxas de juro (diferença entre o rendimento das *10 years US Treasury bonds* e dos *3 month US Treasury bill*); e, o *dividend yield* calculado com base no índice *MSCI World*.

Países	N.º fundos	Valor líquido global (10 ⁶ USD)	Rendibilidade (%)				Rendibilidade excesso [R_f] (%)				Rendibilidade excesso [R_m] (%)			
			Média	DP	Min	Máx	Média	DP	Min	Máx	Média	DP	Min	Máx
Painel A - Fundos														
Alemanha	212	43.046	6,4	16,5	-254,4	136,5	2,4	16,5	-259,3	135,7	-1,1	6,1	-67,0	89,9
Bélgica	202	10.802	5,8	14,0	-164,6	112,9	1,9	14,1	-170,1	107,7	-1,6	5,9	-101,1	85,2
Espanha	83	2.195	5,3	16,0	-253,4	172,2	1,3	16,0	-258,3	166,9	-2,2	5,8	-90,0	109,7
França	318	30.401	5,2	15,4	-259,0	128,5	1,3	15,4	-263,9	127,6	-2,2	6,6	-75,2	75,3
Itália	95	6.463	4,5	14,0	-218,1	113,4	0,5	14,1	-223,0	112,7	-3,0	4,4	-64,3	59,7
Reino Unido	507	61.704	6,2	15,0	-252,0	137,1	2,3	15,0	-257,0	136,2	-1,2	5,6	-57,9	58,8
Suécia	68	23.956	6,1	17,6	-252,6	184,0	2,2	17,7	-257,5	183,0	-1,3	6,1	-79,2	69,3
AMOSTRA TOTAL	1485	178.568	5,6	15,0	-234,3	120,3	1,7	15,1	-239,2	119,3	-1,8	4,2	-51,5	52,2
Painel B - Mercado e ativo isento de risco														
Mercado (R_m)			7,5	15,3	-227,2	135,8	3,5	15,4	-232,1	134,9				
Ativo isento de risco (R_f)			4,0	0,5	0,3	6,6								
Painel C - Fatores														
SMB			2,3	13,0	-202,2	263,9								
HML			3,7	12,2	-148,4	166,4								
MOM			5,7	20,0	-416,3	220,2								
Painel D - Variáveis de informação														
Taxa de juro de curto prazo			3,5	1,8	0,0	6,2								
Declive da estrutura temporal das taxas de juro			1,6	1,2	-0,5	3,7								
<i>Dividend yield</i>			2,1	0,4	1,3	3,2								

¹¹⁵ Relativamente à utilização dos dados dos fundos sobreviventes, ver nota de rodapé n.º 107.

Mais do que analisar as rendibilidade em termos individuais, interessa compará-las, tanto com a taxa do ativo isento de risco como com a rendibilidade do mercado. Esta será a primeira análise, muito simples, do possível desempenho obtido pelos gestores dos fundos, em termos globais, e para cada país em particular.

Os fundos de toda a amostra apenas ultrapassam, em média, a taxa do ativo isento de risco em 1,7%¹¹⁶, o que parece claramente um valor reduzido. A Alemanha e o Reino Unido são os países com maiores rendibilidades em excesso face à taxa do ativo isento de risco, com valores de 2,4% e 2,3%, respetivamente. A Itália é o país com a menor rendibilidade em excesso, com apenas 0,5%.

Quando se calcula a rendibilidade em excesso dos fundos face ao mercado, os resultados são ainda inferiores. A rendibilidade de todos os fundos da amostra situa-se, em termos médios, abaixo da rendibilidade do mercado em 1,8%, o que reflectirá a falta de capacidade dos fundos em superarem o mercado. Contudo, a rendibilidade do mercado é obtida com um risco superior, embora pouco relevante, face ao risco dos fundos, sendo o desvio-padrão de 15,3% e 15%, respetivamente.

O painel C apresenta as estatísticas referentes aos fatores a incluir nos modelos multifatores. Através destas estatísticas pode inferir-se acerca das estratégias que, tendencialmente, permitem obter as maiores rendibilidades aos fundos de cada país, pelo menos durante o período em estudo. Assim, e como referido no final da secção 4.2.5, face às taxas médias positivas dos fatores SMB, HML e MOM, os fundos que investem predominantemente em ações de pequenas empresas, em ações de valor (maior *book-to-market*) e naquelas que obtêm rendibilidades mais altas no último ano, têm tendência a obter rendibilidades superiores àqueles que adotam estratégias opostas. A comparação entre a evolução do mercado e a evolução das rendibilidades destes fatores, através do anexo 4.2 e dos anexos 4.4, 4.5 e 4.6, permite verificar que, em geral, estes fatores apresentam valores com maior oscilação (positiva e negativa) em fases de descida prolongada do mercado (janeiro/2000 a

¹¹⁶ Note-se que, pelos valores apresentados na tabela 4.3, a diferença entre a rendibilidade média dos fundos (5,6%) e a rendibilidade média do ativo isento de risco (4%) é de 1,6%, ao invés de 1,7%. Contudo, esta diferença surge pelo facto de haver arredondamento de valores. Na realidade a rendibilidade média dos fundos é de 5,65% e a do ativo isento de risco de 3,96%, o que conduz, de facto, à rendibilidade em excesso dos fundos face ao ativo isento de risco de 1,7%, como se apresenta na tabela. Situação semelhante acontece relativamente à rendibilidade em excesso dos fundos face à rendibilidade do mercado (-1,8%).

dezembro/2002) e após uma descida abrupta do mesmo (2008). Este facto é mais visível no fator HML e no fator MOM, particularmente neste último, que sendo o mais sensível apresenta o desvio-padrão mais elevado (20%).

As estatísticas das variáveis de informação utilizadas nos modelos condicionais, e que podem ser utilizadas pelos gestores de fundos para tomarem decisões relativamente à composição das suas carteiras, nomeadamente para alteração do nível de risco das mesmas, são apresentadas no painel D. Além da interpretação dos seus valores, já efetuada na secção 4.2.6, importa, para sua melhor compreensão, comparar a evolução do mercado com a evolução destas variáveis, através dos anexos 4.2 e 4.7. Assim, verifica-se que a taxa de juro de curto prazo tem, de certa forma, tendência em acompanhar o mercado, o que se compreende em termos económicos. Relativamente ao declive da estrutura temporal das taxas de juro, observa-se uma relação negativa com o mercado, sendo o coeficiente de correlação de -0,36. Face ao seu valor médio de 1,6%, constata-se a existência geral de uma *yield curve* normal durante o período de estudo, ou seja, as obrigações de longo prazo apresentam remunerações superiores à de curto prazo. Contudo, dado o valor mínimo do declive da estrutura temporal das taxas de juro (-0,5%), também se verificam *yield curve* invertidas durante o período de estudo, que são típicas de fases em que se antecipam maus períodos económicos. Mais concretamente, esta situação observa-se entre agosto/2000 e dezembro/2000, refletindo o mau período económico que se manteve até cerca de janeiro/2003. Situação semelhante verifica-se entre agosto/2006 e abril/2007, que antecipa o mau período económico (crise financeira) que se inicia no segundo semestre de 2007 e dura até inícios de 2009. No que diz respeito ao *dividend yield*, este apresenta uma relação positiva com o mercado, embora fraca (coeficiente de correlação de 0,16). O seu valor médio evidencia que as ações que fazem parte do índice *MSCI World* proporcionam, em termos de dividendo, uma rendibilidade de 2,1% durante o período de estudo.

4.2.8. Procedimento de estimação dos modelos

Previamente à apresentação dos resultados da estimação dos modelos de avaliação do desempenho devem ser aplicados testes para análise da violação ou não das premissas do modelo de regressão linear. Assim, e conforme definido no capítulo 3 (secção 3.4.3), as premissas de permanência da estrutura e a normalidade, homoscedasticidade e ausência de autocorrelação do termo erro são analisadas através, respetivamente, do teste de Chow (1960), do teste de Jarque-Bera (1987), do método de White (1980) e do teste do multiplicado de Lagrange de Breusch (1978) – Godfrey (1978).

Nos anexos 4.8 e 4.9 são apresentados os resultados da aplicação dos testes acima referidos aos modelos não condicionais (definidos na secção 3.4.1) e aos modelos condicionais (definidos na secção 3.4.2), respetivamente. Globalmente, verificam-se a rejeição das premissas de permanência da estrutura e da normalidade do termo erro. Observa-se, ainda, alguma evidência de heteroscedasticidade e a presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos¹¹⁷.

Como referido no capítulo 3, a violação das premissas de homoscedasticidade e ausência de autocorrelação nos resíduos são as que mais podem afetar os resultados obtidos, essencialmente pela perda de validade da inferência estatística. De facto, este é um problema que os estudos económicos e financeiros em geral, e os de avaliação do desempenho em particular, sofrem, havendo a necessidade de se adotar procedimentos de forma a minimizar os efeitos da heteroscedasticidade e autocorrelação nos resíduos.

Dado que nem sempre é possível identificar com certeza os padrões de autocorrelação e também de heteroscedasticidade, os coeficientes das regressões são estimados pelo método dos mínimos quadrados (que, como referido no capítulo 3, conduz a estimadores que, embora não eficientes, são cênicos e consistentes), mas utilizando na estimação da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores, em vez do estimador habitual, um estimador que

¹¹⁷ Em resultados não apresentados, a existência de autocorrelação nos resíduos de ordens superiores à primeira verifica-se nalgumas situações.

reponha a validade da inferência estatística baseada nestas estimativas. Neste contexto, é utilizado o estimador de Newey e West (1987), que tem geralmente esta característica quando a heteroscedasticidade e/ou a autocorrelação está presente nos resíduos e os seus padrões não são conhecidos.

4.3. Análise do comportamento de competição/estratégico

O estudo do comportamento de competição/estratégico é efetuado de acordo com a metodologia proposta por Brown, Harlow e Starks (1996) descrita no capítulo anterior (secção 3.2). Esta análise é efetuada para diferentes cenários de forma a permitir, por um lado, testar a robustez dos resultados obtidos e, por outro, uma melhor compreensão deste fenómeno dentro da União Europeia, em geral, e para cada um dos sete países em particular.

Na tabela 4.4 são apresentados os resultados obtidos para o período global da amostra, ou seja, de janeiro/1994 a dezembro/2009. De forma a ser aplicada a metodologia anterior, são considerados, como descrito na secção 4.2.1, apenas os fundos com anos completos de cotação e também aqueles que simultaneamente tenham mais de 24 meses de cotação. Assim, são utilizados os dados de 1485 fundos tanto sobreviventes como extintos durante aquele período.

No quadro de aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a primeira e segunda parte do ano não têm que ter a mesma duração. De facto, os gestores não têm necessariamente que usar os seis primeiros meses do ano para compararem as rendibilidades das suas carteiras com as dos seus pares e ajustarem as respetivas carteiras para os seis últimos meses do ano. Considerando este facto, são calculados os resultados para diferentes períodos de avaliação¹¹⁸. Assim, os primeiros quatro, cinco, seis, sete e oito meses são usados como a primeira parte do ano, constituindo os restantes meses a segunda parte do ano.

¹¹⁸ De notar que, na tabela 4.4 e em todas as que se seguem, o número de observações para cada país e para a amostra total pode não ser igual em todos os períodos de avaliação. Tal acontece, dado que, quando a Rendibilidade Acumulada e/ou o Rácio de Ajustamento do Risco de um fundo, num determinado ano e período de avaliação, é igual à respetiva mediana, o registo desse fundo para esse ano e período de avaliação não é considerado.

Tabela 4.4. Comportamento de competição/estratégico no período global – Fundos sobreviventes e extintos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos (1485), para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%)¹¹⁹.

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	212	1708	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,84	3,23	-
		1708	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,94	0,42	-
		1708	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,83	3,57	-
		1708	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,82	4,33	E
		1708	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,81	4,77	E
Bélgica	202	994	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,70	8,16	EE
		996	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,89	0,80	-
		994	(6,6)	28%	22%	22%	28%	0,64	12,62	EE
		995	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,63	13,30	EE
		991	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,73	6,01	E
Espanha	83	697	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,82	1,77	-
		697	(5,7)	28%	22%	22%	28%	0,63	9,44	EE
		697	(6,6)	29%	21%	21%	29%	0,50	21,02	EE
		697	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,64	8,52	EE
		697	(8,4)	28%	22%	23%	27%	0,68	6,48	E
França	318	2454	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,06	0,48	-
		2454	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,28	-
		2452	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,22	-
		2454	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,89	2,00	-
		2452	(8,4)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,06	-
Itália	95	768	(4,8)	25%	24%	25%	26%	0,92	0,35	-
		769	(5,7)	25%	24%	25%	26%	0,94	0,22	-
		768	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,83	1,71	-
		769	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,86	1,12	-
		768	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,74	4,45	E
Reino Unido	507	4165	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,07	-
		4156	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,57	-
		4168	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,93	1,25	-
		4161	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,73	26,68	EE
		4168	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,79	14,29	EE
Suécia	68	625	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,12	0,48	-
		625	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,75	3,26	-
		625	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,02	-
		626	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,88	0,65	-
		625	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,87	0,71	-
AMOSTRA TOTAL	1485	11505	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,09	-
		11508	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,00	0,00	-
		11509	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,20	-
		11504	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,82	29,65	EE
		11503	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,88	11,34	EE

¹¹⁹ O valor do χ^2 tabelado para um grau de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 3,841 e 6,635, respetivamente.

Os resultados da tabela 4.4 mostram que não haverá comportamento de competição entre os fundos, nem a nível da amostra total nem para cada um dos sete países. Parece que os fundos com menor rendibilidade na primeira parte do ano não são os que mais aumentam, ou menos diminuem, o risco na segunda parte do mesmo ano. Na realidade, apenas em cinco situações o CPR tem um valor ligeiramente superior a um, contudo sem ser significativo. Tal acontece no período de avaliação (4,8) para a amostra total e para a França, Reino Unido e Suécia, e adicionalmente para o período de avaliação (6,6) para este último país.

Com exceção daqueles casos, todos os restantes períodos de avaliação e países mostram um CPR inferior a um [excluindo o período de avaliação (5,7) para a amostra total, em que o CPR é igual a um], sendo tal um indício de que os gestores que obtêm maiores rendibilidades na primeira parte do ano, são aqueles que mais aumentam o risco, ou menos o diminuem, na segunda parte do mesmo, evidenciando comportamento estratégico, como definido por Taylor (2003).

Ao nível da amostra total, existirá comportamento estratégico, com um nível de significância de 1%, relativamente aos períodos de avaliação (7,5) e (8,4). Assim, parece que os gestores usam sete a oito meses do ano para compararem as rendibilidades das suas carteiras com as dos seus pares, ajustando o risco das suas carteiras para os restantes meses do ano.

A nível dos países individualmente, apenas em três este comportamento é realmente forte. Só nos países com menor quota de mercado na União Europeia (ver tabela 4.1), a Bélgica e a Espanha¹²⁰, e no país com maior quota de mercado, o Reino Unido, é evidenciado um comportamento estratégico significativo a um nível de significância de 1%, e em mais do que um período de avaliação. A Alemanha e Itália evidenciam este tipo de comportamento, mas apenas a um nível de significância de 5%. Estes resultados são, assim, opostos à hipótese de competição inicialmente formulada por Brown, Harlow e Starks (1996).

Relativamente aos três países com maior evidência de comportamento estratégico, parece que há diferenças no que diz respeito aos períodos de avaliação utilizados. Nos países em que a dimensão dos fundos é menor, em termos de valor líquido global, em que os fundos são mais

¹²⁰ Exceção para a Itália que tem também uma quota de mercado reduzida na União Europeia.

novos e em que a quota de mercado desses países é reduzida (ver tabela 4.1), os gestores demonstram esse comportamento ao longo de um maior número de períodos de avaliação (quatro). Na realidade, na Bélgica e na Espanha, excetuando um período de avaliação em cada um destes países, os gestores mostram reagir aos seus pares mais cedo (abril) e manter esse comportamento até mais tarde (agosto), ou seja, desde o período de avaliação (4,8) até ao período de avaliação (8,4). No Reino Unido, sendo dos países com maior dimensão dos fundos, com fundos mais antigos¹²¹ e com maior quota de mercado na União Europeia, parece que os gestores usam um maior período de avaliação para reagirem aos seus pares, mas demonstrando um comportamento estratégico mais intenso¹²². Repare-se que neste país, para os períodos de avaliação de (7,5) e (8,4), os valores do χ^2 são dos mais elevados da amostra.

Baseado apenas no primeiro cenário considerado neste estudo, parece que o comportamento estratégico é desenvolvido, essencialmente, pelos fundos mais pequenos e novos, e pelos maiores e mais experientes, sendo que no primeiro caso a reação é mais rápida e espaçada no tempo, e no segundo mais lenta e concentrada. Desta forma, parece que os gestores de fundos mais antigos e com maior dimensão só entram em competição, ou melhor, comportamento estratégico, quando têm um período de avaliação mais longo (sete meses), quando haverá mais certeza do seu desempenho relativo, enquanto os gestores de fundos mais pequenos e mais novos reagem mais rapidamente (quatro meses) ao seu desempenho relativo no ano.

Os resultados agora obtidos, embora com uma amostra diferente, enquadram-se, em geral, dentro dos estudos que aplicam a mesma metodologia. A evidência de comportamento estratégico é verificada, nomeadamente, por Qiu (2003) e Elton, Gruber, Blake, Krasny e Ozelge (2010) para o mercado de fundos de ações dos Estados Unidos da América, e por Hallahan, Faff e Benson (2008) e Hallahan e Faff (2009) para fundos de pensões australianos. A evidência de maior aumento do risco na segunda parte do ano dos fundos com melhor desempenho na primeira parte do mesmo é, à semelhança do presente trabalho, também observada por Jans e Otten (2008) para o mercado do Reino Unido, durante um período (1997-2003) que está incluído no agora analisado (1994-2009), embora para fundos de ações domésticos.

¹²¹ A Suécia tem os fundos com maior dimensão e mais antigos da amostra.

¹²² Na Alemanha, cuja quota de mercado na União Europeia é elevada e em que os fundos também têm uma dimensão elevada, os gestores também usam um período de avaliação superior face aos fundos belgas e espanhóis, embora demonstrando um comportamento estratégico menos significativo do que os fundos do Reino Unido.

Uma das questões debatidas na literatura que analisa fundos de investimento tem a ver com os efeitos nos resultados provenientes da inclusão apenas de fundos sobreviventes. Apesar deste efeito, em geral, não ser estudado em detalhe aquando da análise da competição, pretendeu ter-se uma noção do mesmo no presente trabalho. Assim, na tabela 4.5 são mostrados os resultados do comportamento de competição/estratégico incluindo-se apenas os fundos sobreviventes, ou seja, aqueles que têm cotação no final do período amostral (dezembro/2009).

A comparação dos resultados da tabela 4.5 com os da tabela 4.4 mostra que os mesmos não diferem substancialmente, verificando-se apenas uma ligeira menor evidência de comportamento estratégico entre os fundos sobreviventes. Os países com maior evidência de comportamento estratégico continuam a ser, por um lado, a Bélgica e a Espanha, por outro, o Reino Unido. Assim, parece que o *survivorship bias* não afeta significativamente os resultados do teste do comportamento de competição/estratégico na União Europeia¹²³, resultado este que é consistente com o obtido por Jans e Otten (2008) relativamente ao mercado do Reino Unido.

Embora exista apenas uma ligeira redução da evidência de comportamento estratégico entre os fundos sobreviventes face ao conjunto dos sobreviventes e extintos, parece que a inclusão destes últimos conduz a algum aumento da interação estratégica entre os gestores de fundos. Este facto será mais notório para a Alemanha e Itália, sendo que neste último país não haverá, como apresentado na tabela 4.5, comportamento estratégico entre os fundos sobreviventes. Estes resultados são, assim, consistentes com a ideia de que os fundos extintos poderão conduzir a uma maior interação entre os gestores, através de comportamento de competição ou estratégico¹²⁴. Dado que estes fundos são extintos durante o período amostral, podem colocar-se as seguintes questões: A competição entre os fundos, ou melhor o seu comportamento estratégico, não poderá ser um dos fatores que conduz à sua extinção? Em particular, pelos seus resultados obtidos em termos de desempenho? Estas são, no entanto, questões que necessitam de investigação adicional!

¹²³ Mesmo os países que mais poderiam estar influenciados pelo *survivorship bias*, ou seja, com menor taxa de sobrevivência, apresentam resultados muito semelhantes nos dois cenários. Veja-se, o caso da Itália e Espanha referidos na secção 4.2.1.

¹²⁴ Brown, Harlow e Starks (1996) sugerem que os fundos extintos são mais suscetíveis de desenvolver comportamento de competição.

Tabela 4.5. Comportamento de competição/estratégico no período global – Fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os 1201 fundos com cotação em dezembro/2009, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	175	1422	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,80	4,50	E
		1422	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,90	0,91	-
		1422	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,85	2,39	-
		1423	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,83	2,98	-
		1422	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,82	3,65	-
Bélgica	184	901	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,74	5,01	E
		901	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,97	0,06	-
		901	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,73	5,63	E
		899	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,64	11,40	EE
		896	(8,4)	27%	23%	23%	28%	0,69	7,58	EE
Espanha	53	478	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,75	2,45	-
		477	(5,7)	28%	22%	22%	29%	0,59	8,34	EE
		477	(6,6)	28%	22%	22%	28%	0,61	7,32	EE
		477	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,63	6,35	E
		477	(8,4)	28%	22%	22%	28%	0,63	6,38	E
França	252	1972	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,06	0,46	-
		1974	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,05	-
		1972	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,25	-
		1972	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,92	0,90	-
		1970	(8,4)	25%	25%	25%	25%	1,05	0,29	-
Itália	45	398	(4,8)	27%	23%	22%	27%	0,70	3,39	-
		398	(5,7)	26%	24%	24%	25%	0,89	0,41	-
		398	(6,6)	26%	24%	25%	25%	0,92	0,17	-
		398	(7,5)	26%	25%	24%	25%	0,90	0,29	-
		398	(8,4)	26%	25%	24%	25%	0,92	0,17	-
Reino Unido	433	3575	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,43	-
		3575	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,69	-
		3573	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,90	2,33	-
		3577	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,77	15,97	EE
		3579	(8,4)	26%	24%	23%	26%	0,79	12,68	EE
Suécia	59	557	(4,8)	26%	25%	24%	25%	0,92	0,24	-
		558	(5,7)	27%	24%	24%	26%	0,81	1,63	-
		557	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,02	-
		558	(7,5)	26%	25%	24%	25%	0,92	0,29	-
		558	(8,4)	25%	25%	25%	25%	0,97	0,04	-
AMOSTRA TOTAL	1201	9397	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,15	-
		9400	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,07	2,79	-
		9397	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,00	0,01	-
		9398	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,86	13,64	EE
		9392	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,92	4,62	E

Depois de testado e analisado o comportamento de competição/estratégico entre os fundos de investimento para o período global, interessará analisar a consistência dos resultados ao longo deste período. Assim, a amostra é dividida em dois subperíodos de igual duração. O subperíodo 1, de janeiro/1994 a dezembro/2001 e, o subperíodo 2, de janeiro/2002 a dezembro/2009. Os resultados obtidos são apresentados, respetivamente, nas tabelas 4.6 e 4.7.

A comparação entre os resultados obtidos nos dois subperíodos, ao nível da amostra total, mostra evidência de comportamento estratégico em ambos os subperíodos, mas uma tendência para os gestores usarem um maior número de meses (sete) para compararem as suas rendibilidades com as dos seus pares no subperíodo mais recente. Também a nível dos países se notam alterações de comportamento entre os dois subperíodos. De facto, no subperíodo 1, apenas o Reino Unido e a Suécia evidenciam, respetivamente, comportamento estratégico e de competição. No primeiro caso, significativo a 1% para quatro dos cinco períodos de avaliação e, no segundo, significativo a 1% e a 5%, respetivamente para os períodos de avaliação (6,6) e (7,5). No subperíodo 2, onde o crescimento do número de fundos é bastante acentuado (anexo 4.1), todos os países exibem comportamento estratégico significativo a 5% ou 1%, embora sendo o mesmo mais evidente nuns países do que noutros. Neste contexto, o desenvolvimento dos mercados em termos do número de fundos parece contribuir para a existência de comportamento estratégico nesta indústria.

A tendência de maior evidência de comportamento estratégico e não de competição em períodos mais recentes é consistente, em geral, com os estudos que analisam estes fenómenos. Assim, os trabalhos que usam períodos de análise até cerca de meados da década de noventa identificam maior evidência de competição, como Brown, Harlow e Starks (1996), Koski e Pontiff (1999), Busse (2001) e Goriaev, Nijman e Werker (2005). Os trabalhos que incidem sobre amostras de períodos posteriores evidenciam maior evidência de comportamento estratégico, como Taylor (2003), Ammann e Verhofen (2007, 2009) e Hallahan e Faff (2009).

Tabela 4.6. Comportamento de competição/estratégico no subperíodo 1

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) e para os fundos sobreviventes e extintos (683¹²⁵), para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	110	384	(4,8)	27%	23%	24%	26%	0,79	1,31	-
		384	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,85	0,69	-
		384	(6,6)	26%	25%	24%	25%	0,94	0,15	-
		384	(7,5)	26%	24%	23%	26%	0,81	1,06	-
		384	(8,4)	28%	23%	23%	27%	0,72	2,77	-
Bélgica	55	138	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,19	0,26	-
		138	(5,7)	21%	29%	28%	22%	1,79	2,93	-
		136	(6,6)	24%	26%	26%	24%	1,19	0,29	-
		137	(7,5)	25%	25%	26%	25%	1,03	0,02	-
		137	(8,4)	26%	23%	24%	26%	0,81	0,37	-
Espanha	57	161	(4,8)	24%	26%	27%	24%	1,25	0,52	-
		161	(5,7)	24%	25%	25%	25%	1,08	0,07	-
		161	(6,6)	27%	23%	22%	27%	0,69	1,41	-
		161	(7,5)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,02	-
		161	(8,4)	27%	22%	23%	27%	0,69	1,41	-
França	138	652	(4,8)	26%	25%	25%	25%	0,94	0,18	-
		652	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,02	-
		652	(6,6)	23%	27%	27%	23%	1,29	2,71	-
		652	(7,5)	24%	26%	26%	24%	1,19	1,21	-
		652	(8,4)	24%	26%	25%	25%	1,09	0,31	-
Itália	48	239	(4,8)	23%	26%	28%	23%	1,37	1,59	-
		240	(5,7)	24%	25%	26%	25%	1,14	0,33	-
		239	(6,6)	26%	23%	24%	26%	0,80	0,72	-
		239	(7,5)	26%	25%	26%	24%	1,02	0,11	-
		239	(8,4)	27%	23%	24%	26%	0,80	0,75	-
Reino Unido	231	1221	(4,8)	25%	24%	24%	26%	0,90	0,83	-
		1216	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,70	9,28	EE
		1223	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,73	7,70	EE
		1218	(7,5)	29%	22%	22%	28%	0,59	21,65	EE
		1224	(8,4)	27%	23%	23%	28%	0,67	11,79	EE
Suécia	44	192	(4,8)	22%	28%	28%	22%	1,58	2,54	-
		192	(5,7)	22%	27%	29%	22%	1,58	2,63	-
		192	(6,6)	20%	30%	30%	20%	2,23	7,54	CC
		193	(7,5)	21%	30%	28%	21%	1,91	5,03	C
		192	(8,4)	23%	27%	27%	23%	1,40	1,33	-
AMOSTRA TOTAL	683	3037	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,87	3,92	E
		3038	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,87	3,99	E
		3038	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,92	1,35	-
		3034	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,81	8,03	EE
		3032	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,91	1,73	-

¹²⁵ O anexo 4.1 permite verificar que em 2001 existem 815 fundos. No entanto, os 132 fundos criados neste ano não são considerados nesta tabela, dado que não possuem um ano completo de cotação, como é exigido pela metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996).

Tabela 4.7. Comportamento de competição/estratégico no subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos (1485), para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	212	1324	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,85	2,05	-
		1324	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,97	0,09	-
		1324	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,80	3,92	E
		1324	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,82	3,29	-
		1324	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,84	2,56	-
Bélgica	202	856	(4,8)	28%	22%	22%	28%	0,64	10,79	EE
		858	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,80	2,69	-
		858	(6,6)	28%	22%	22%	28%	0,57	16,23	EE
		858	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,58	15,69	EE
		854	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,72	5,76	E
Espanha	83	536	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,72	3,63	-
		536	(5,7)	29%	21%	21%	29%	0,53	13,18	EE
		536	(6,6)	30%	20%	20%	30%	0,45	20,97	EE
		536	(7,5)	29%	22%	21%	29%	0,56	10,79	EE
		536	(8,4)	28%	22%	23%	27%	0,68	5,07	E
França	318	1802	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,10	1,08	-
		1802	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,27	-
		1800	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,87	2,29	-
		1802	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,80	5,33	E
		1800	(8,4)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,33	-
Itália	95	529	(4,8)	26%	23%	23%	27%	0,77	2,33	-
		529	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,87	0,70	-
		529	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,84	1,05	-
		530	(7,5)	26%	24%	23%	26%	0,80	1,71	-
		529	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,71	3,86	E
Reino Unido	507	2944	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,07	0,79	-
		2940	(5,7)	24%	25%	26%	25%	1,09	1,25	-
		2945	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,22	-
		2943	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,79	9,94	EE
		2944	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,84	5,23	E
Suécia	68	433	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,06	-
		433	(5,7)	29%	21%	21%	29%	0,54	10,39	EE
		433	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,72	2,83	-
		433	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,62	6,03	E
		433	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,71	3,17	-
AMOSTRA TOTAL	1485	8468	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,07	2,26	-
		8470	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,05	1,38	-
		8471	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,04	-
		8470	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,82	21,63	EE
		8471	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,87	9,86	EE

A comparação dos resultados obtidos na tabela 4.4 com os das duas tabelas anteriores permite observar que os resultados do período global são bastante diferentes dos do subperíodo 1, mas bastante influenciados pelos resultados do subperíodo 2, o que não é alheio o facto de este ser o mais representativo da amostra total, incluindo 1485 fundos, o que compara com apenas 683 fundos do subperíodo 1.

As tabelas 4.6 e 4.7 parecem ir ainda ao encontro de uma das conclusões obtidas aquando do estudo do período global. De facto, no âmbito dos países com maior evidência de comportamento estratégico, os gestores de fundos mais antigos só entram em interação quando têm um período de avaliação mais longo. Este facto é visível no mercado do Reino Unido. Enquanto no subperíodo 1, os fundos, sendo mais novos, adotam um comportamento estratégico anual passados apenas cinco meses, ou seja, no período de avaliação (5,7), no subperíodo 2, sendo os fundos já mais experientes, iniciam o comportamento estratégico apenas passados sete meses, ou seja, no período de avaliação (7,5). Assim, parece haver maior prudência por parte dos fundos mais experientes do que por parte dos mais novos.

Com o objetivo de se analisar mais detalhadamente esta questão, de seguida é estudado diretamente o comportamento dos fundos mais novos comparativamente ao comportamento dos fundos mais antigos. A divisão dos fundos nos dois grupos é efetuada, para cada país, tendo como referência a respetiva mediana do número de meses de cotação de cada fundo desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009. Assim, são analisados 743 fundos novos e 742 fundos antigos, sendo os resultados apresentados, respetivamente, nas tabelas 4.8 e 4.9.

A comparação entre as duas tabelas mostra que, para a amostra total, os fundos novos evidenciam maior apetência para reagirem entre eles do que os fundos antigos, pelo menos num maior número de períodos de avaliação. Ao nível dos países, a exceção mais evidente desta tendência geral será no Reino Unido, onde serão os fundos antigos a evidenciar maior comportamento estratégico¹²⁶.

¹²⁶ Este resultado confirma, de certa forma, os indícios apontados aquando da análise do período global, a partir dos quais se inferiu que os fundos mais novos (Bélgica e Espanha) e os mais experientes (Reino Unido, excetuando a Suécia) tendem a desenvolver maior comportamento estratégico.

Tabela 4.8. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos novos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os 743 fundos que têm um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior à mediana, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	106	505	(4,8)	28%	22%	22%	28%	0,66	5,57	E
		505	(5,7)	28%	22%	22%	28%	0,64	6,44	E
		505	(6,6)	29%	21%	21%	30%	0,49	15,69	EE
		505	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,59	8,89	EE
		506	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,83	1,15	-
Bélgica	101	221	(4,8)	26%	24%	24%	25%	0,91	0,12	-
		221	(5,7)	23%	28%	28%	22%	1,52	2,40	-
		222	(6,6)	28%	22%	22%	28%	0,62	3,05	-
		221	(7,5)	32%	19%	18%	32%	0,33	15,76	EE
		219	(8,4)	26%	25%	25%	25%	0,98	0,05	-
Espanha	42	240	(4,8)	27%	23%	23%	28%	0,69	2,03	-
		241	(5,7)	29%	21%	21%	29%	0,52	6,35	E
		240	(6,6)	31%	19%	19%	31%	0,36	15,00	EE
		240	(7,5)	31%	20%	19%	30%	0,40	12,17	EE
		241	(8,4)	28%	22%	22%	28%	0,64	3,03	-
França	159	579	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,02	-
		580	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,06	0,11	-
		580	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,88	0,57	-
		581	(7,5)	29%	21%	21%	29%	0,50	17,56	EE
		580	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,90	0,44	-
Itália	48	202	(4,8)	29%	21%	21%	29%	0,53	5,09	E
		201	(5,7)	29%	21%	21%	29%	0,54	4,79	E
		201	(6,6)	32%	18%	19%	31%	0,34	14,02	EE
		201	(7,5)	31%	19%	18%	31%	0,35	12,95	EE
		201	(8,4)	26%	24%	23%	26%	0,80	0,61	-
Reino Unido	253	998	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,17	1,62	-
		998	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,04	0,11	-
		996	(6,6)	25%	25%	25%	24%	1,06	0,22	-
		998	(7,5)	26%	24%	23%	27%	0,78	3,87	E
		999	(8,4)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,19	-
Suécia	34	175	(4,8)	26%	25%	23%	26%	0,85	0,47	-
		175	(5,7)	29%	22%	21%	28%	0,56	3,63	-
		176	(6,6)	25%	25%	24%	26%	0,96	0,05	-
		176	(7,5)	28%	21%	22%	28%	0,58	3,32	-
		177	(8,4)	28%	22%	21%	29%	0,59	3,05	-
AMOSTRA TOTAL	743	2974	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,86	3,94	E
		2974	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,91	1,65	-
		2972	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,86	4,53	E
		2973	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,65	35,10	EE
		2973	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,84	5,78	E

Tabela 4.9. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os 742 fundos que têm um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, superior à mediana, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	106	1199	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,06	-
		1199	(5,7)	25%	25%	26%	25%	1,07	0,38	-
		1199	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,06	-
		1199	(7,5)	26%	25%	24%	26%	0,90	0,83	-
		1199	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,83	2,54	-
Bélgica	101	767	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,12	-
		772	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,03	-
		769	(6,6)	27%	23%	22%	27%	0,68	7,32	EE
		770	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,84	1,50	-
		768	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,72	5,01	E
Espanha	41	437	(4,8)	27%	23%	23%	26%	0,77	1,97	-
		437	(5,7)	27%	22%	23%	27%	0,71	3,21	-
		437	(6,6)	28%	22%	23%	27%	0,66	4,84	E
		437	(7,5)	27%	22%	22%	28%	0,65	5,08	E
		437	(8,4)	27%	23%	24%	27%	0,78	1,71	-
França	159	1866	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,10	-
		1866	(5,7)	25%	24%	25%	26%	0,93	0,70	-
		1866	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,00	0,01	-
		1866	(7,5)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,04	-
		1866	(8,4)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,11	-
Itália	47	550	(4,8)	25%	25%	26%	25%	1,04	0,12	-
		549	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,03	-
		548	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,07	-
		548	(7,5)	25%	25%	26%	24%	1,09	0,34	-
		548	(8,4)	26%	24%	25%	25%	0,92	0,34	-
Reino Unido	254	3158	(4,8)	25%	25%	26%	25%	1,07	0,95	-
		3153	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,93	0,97	-
		3164	(6,6)	25%	25%	24%	25%	0,93	1,07	-
		3155	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,72	20,66	EE
		3165	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,77	14,07	EE
Suécia	34	442	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,24	1,31	-
		442	(5,7)	26%	24%	24%	26%	0,87	0,59	-
		442	(6,6)	24%	26%	26%	25%	1,09	0,24	-
		443	(7,5)	23%	26%	26%	24%	1,23	1,22	-
		442	(8,4)	25%	25%	25%	25%	1,00	0,01	-
AMOSTRA TOTAL	742	8518	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,07	2,37	-
		8518	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,06	1,81	-
		8517	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,11	-
		8511	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,89	7,18	EE
		8513	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,91	5,24	E

O comportamento predominante, ou seja, a maior interação entre os fundos novos é particularmente evidente na Alemanha e Itália. Nestes países, haverá, de facto, uma grande diferença de comportamento entre os dois grupos de fundos. Enquanto nos dois primeiros períodos de avaliação, os fundos novos mostram comportamento estratégico significativo a 5% e, nos dois seguintes, a um nível de 1%, os fundos antigos destes países não evidenciam qualquer interação entre eles. A mesma tendência é também observada na Espanha e França, embora de forma menos acentuada. Os países onde haverá menor diferença de comportamento entre os dois grupos de fundos são a Bélgica e a Suécia. Neste último, os fundos novos e antigos não demonstram mesmo reagir à rentabilidade relativa obtida na primeira parte do ano.

Como referido anteriormente, o Reino Unido é a exceção a esta tendência. De acordo com o comportamento identificado para a globalidade dos fundos para o período global (tabela 4.4), os fundos antigos deste país mostram comportamento estratégico significativo a 1% para os períodos de avaliação (7,5) e (8,4), ou seja, usam sete a oito meses para compararem as suas rentabilidades com as dos seus pares e ajustarem a carteiras para os meses seguintes. Entre os fundos novos apenas se observa este comportamento no período (7,5), e a um nível de significância de 5%.

Face a estes resultados, os quais são consistentes com alguma evidência já identificada nos cenários anteriores, conclui-se, de facto, que os fundos novos desenvolvem um comportamento estratégico mais intenso comparativamente aos fundos antigos, os quais demonstram uma menor interação com os seus pares. Este fenómeno pode ser justificado, por um lado, como o faz Hallahan, Faff e Benson (2008), pelo maior “atrevimento” dos fundos novos, por outro, pela maior experiência e cautela dos fundos antigos. Relativamente ao Reino Unido, a explicação pode ser oposta. Dado que este mercado é o maior e mais dinâmico, os fundos com maior experiência podem sentir-se com maior capacidade em interagir com os seus pares do que os fundos novos, os quais podem ter subjacente algum receio em entrarem em competição num mercado com estas características.

Uma outra questão tinha sido levantada aquando do estudo do período global, na medida em que parecia haver alguma evidência de que, para os países que mostram comportamento

estratégico mais significativo (Bélgica, Espanha e Reino Unido), a reação dos fundos de menor dimensão e maior dimensão, poderia ser semelhante à anteriormente identificada para os fundos novos e antigos, respetivamente. Desta forma, enquanto os mais pequenos tinham uma reação mais rápida e mais espaçada no tempo, os maiores tinham uma reação mais lenta e concentrada em termos temporais.

De forma a explorar esta situação, os fundos são divididos em função da sua dimensão, ou seja, do seu valor líquido global. Como referido na secção 4.2.1, o valor líquido global apenas é fornecido para 1000 dos 1201 fundos sobreviventes. Assim, os 1000 fundos são separados tendo como referência a mediana do valor líquido global da carteira dos fundos para cada país. Os resultados do teste ao comportamento de competição/estratégico para estes dois grupos são apresentados nas tabelas 4.10 e 4.11, respetivamente, para os fundos pequenos e grandes.

Face ao referido anteriormente, e também de acordo com Brown, Harlow e Starks (1996), seria de esperar que os fundos pequenos, pelo facto de possuírem carteiras de menor dimensão e por isso com maior facilidade de ajustamento das mesmas, tivessem mais apetência e flexibilidade para alterarem o risco face aos fundos grandes. Contudo, as tabelas 4.10 e 4.11 revelam, globalmente, comportamentos semelhantes em ambos os grupos.

A Espanha será o país onde haverá maior diferença entre os dois grupos de fundos. Os fundos pequenos mostram comportamento estratégico significativo em três dos cinco períodos de avaliação analisados, contrariamente aos fundos de maior dimensão que não evidenciam qualquer interação entre eles. Embora de forma muito ligeira, a Bélgica e o Reino Unido parecem mostrar mesmo que os fundos com maior dimensão das carteiras podem desenvolver um mais intenso comportamento estratégico do que os de menor dimensão. Consistente com este resultado, Jans e Otten (2008), ao efetuarem uma análise dentro dos mesmos moldes para o mercado do Reino Unido, verificam que os fundos grandes também revelam maior evidência de comportamento estratégico do que os pequenos.

Tabela 4.10. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos pequenos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os 500 fundos que, em dezembro/2009, têm um valor líquido global inferior à mediana, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	85	617	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,81	1,78	-
		617	(5,7)	26%	24%	23%	26%	0,82	1,64	-
		618	(6,6)	27%	24%	23%	27%	0,78	2,39	-
		618	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,76	2,87	-
		617	(8,4)	27%	23%	23%	28%	0,70	4,96	E
Bélgica	87	419	(4,8)	27%	23%	24%	27%	0,76	2,05	-
		422	(5,7)	24%	26%	26%	25%	1,10	0,26	-
		422	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,68	3,80	-
		418	(7,5)	30%	21%	21%	29%	0,50	12,45	EE
		422	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,70	3,44	-
Espanha	27	227	(4,8)	28%	22%	22%	28%	0,62	3,22	-
		226	(5,7)	29%	22%	21%	29%	0,55	5,15	E
		226	(6,6)	30%	19%	20%	30%	0,44	9,40	EE
		225	(7,5)	30%	20%	20%	30%	0,43	9,83	EE
		226	(8,4)	28%	22%	22%	28%	0,61	3,49	-
França	125	827	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,07	-
		826	(5,7)	24%	26%	26%	24%	1,18	1,42	-
		828	(6,6)	24%	25%	26%	25%	1,09	0,42	-
		826	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,87	0,99	-
		826	(8,4)	24%	26%	26%	24%	1,18	1,42	-
Itália	19	128	(4,8)	25%	25%	23%	27%	0,88	0,25	-
		127	(5,7)	27%	25%	24%	24%	0,97	0,28	-
		127	(6,6)	26%	24%	24%	25%	0,91	0,09	-
		127	(7,5)	28%	23%	22%	28%	0,66	1,35	-
		128	(8,4)	24%	26%	25%	25%	1,06	0,06	-
Reino Unido	128	863	(4,8)	24%	27%	26%	23%	1,27	3,04	-
		864	(5,7)	27%	23%	24%	26%	0,79	2,95	-
		864	(6,6)	27%	23%	24%	26%	0,79	2,90	-
		866	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,69	7,41	EE
		865	(8,4)	26%	23%	24%	26%	0,80	2,79	-
Suécia	29	220	(4,8)	24%	26%	25%	24%	1,16	0,33	-
		221	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,73	1,32	-
		220	(6,6)	25%	24%	25%	26%	0,96	0,18	-
		220	(7,5)	25%	24%	24%	27%	0,84	0,69	-
		221	(8,4)	28%	23%	22%	28%	0,63	2,87	-
AMOSTRA TOTAL	500	3401	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,94	0,77	-
		3403	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,11	-
		3404	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,35	-
		3401	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,81	9,64	EE
		3404	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,91	2,08	-

Tabela 4.11. Comportamento de competição/estratégico entre os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os 500 fundos que, em dezembro/2009, têm um valor líquido global superior à mediana, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	85	766	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,71	5,74	E
		767	(5,7)	25%	24%	25%	25%	0,93	0,35	-
		766	(6,6)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,10	-
		766	(7,5)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,14	-
		766	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,83	1,72	-
Bélgica	88	407	(4,8)	29%	21%	22%	28%	0,58	7,56	EE
		406	(5,7)	26%	24%	25%	26%	0,89	0,48	-
		408	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,84	0,80	-
		408	(7,5)	26%	23%	23%	27%	0,74	2,25	-
		405	(8,4)	28%	23%	22%	28%	0,64	5,08	E
Espanha	26	238	(4,8)	28%	22%	22%	28%	0,62	3,31	-
		238	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,69	2,03	-
		238	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,79	0,82	-
		238	(7,5)	27%	23%	23%	26%	0,74	1,39	-
		238	(8,4)	28%	22%	23%	27%	0,69	2,10	-
França	125	1102	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,18	-
		1102	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,10	-
		1102	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,21	-
		1103	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,87	1,26	-
		1102	(8,4)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,13	-
Itália	19	219	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,88	0,23	-
		218	(5,7)	23%	27%	27%	23%	1,29	0,90	-
		218	(6,6)	26%	24%	25%	26%	0,90	0,20	-
		219	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,71	1,66	-
		220	(8,4)	25%	25%	25%	25%	1,08	0,07	-
Reino Unido	129	1367	(4,8)	25%	25%	25%	25%	0,99	0,03	-
		1367	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,24	-
		1368	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,85	2,29	-
		1366	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,70	10,90	EE
		1368	(8,4)	26%	24%	23%	26%	0,80	4,46	E
Suécia	28	318	(4,8)	25%	24%	25%	25%	0,97	0,14	-
		319	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,69	2,64	-
		318	(6,6)	26%	25%	25%	25%	0,95	0,11	-
		318	(7,5)	24%	26%	26%	24%	1,16	0,47	-
		319	(8,4)	24%	26%	27%	24%	1,21	0,79	-
AMOSTRA TOTAL	500	4517	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,91	2,73	-
		4517	(5,7)	25%	25%	25%	25%	0,97	0,34	-
		4517	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,96	0,37	-
		4517	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,83	9,68	EE
		4517	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,92	2,09	-

Contrariamente ao esperado, baseado, principalmente nos mercados da Bélgica, Espanha e Reino Unido, para o período global e para a globalidade dos fundos, os fundos pequenos não reagem mais rapidamente, nem num maior espaço temporal face aos grandes. O mesmo se verifica na Alemanha, onde os fundos com maior dimensão iniciam o comportamento estratégico anual claramente mais cedo do que os fundos de menor dimensão.

Como último cenário de análise do comportamento de competição/estratégico dos gestores de fundos, pretende-se identificar diferenças destes comportamentos em fases de subida do mercado (“*bull market*”) e em fases de descida do mesmo (“*bear market*”). Neste sentido, com base em Merton (1981), é identificada uma subida do mercado quando a rendibilidade do mesmo é superior à taxa dos ativos isentos de risco, ou seja, $R_{m,t} > R_{f,t}$, e uma descida quando acontece o inverso, ou seja, $R_{m,t} \leq R_{f,t}$. Mais concretamente, um determinado ano é classificado como de “*bull market*” se a rendibilidade média do índice *MSCI World* é superior à taxa média da *one-month eurodollar deposit rate* para esse mesmo ano. Na situação inversa, o ano é classificado como de “*bear market*”. No anexo 4.10 é apresentada a classificação dos anos do período amostral segundo este critério¹²⁷. Assim, os anos de 1994 a 1999, de 2003 a 2007 e o ano de 2009 são classificados como de “*bull market*”, os anos de 2000 a 2002 e o ano de 2008 são classificados como de “*bear market*”¹²⁸. Nas tabelas 4.12 e 4.13 são apresentados os resultados da aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) para os dois estados de mercado.

Em termos da amostra total, parecem existir situações distintas entre os dois cenários. Em “*bull market*”, a evidência de comportamento de competição ou estratégico depende do período de avaliação considerado, já em “*bear market*” haverá evidência de comportamento estratégico.

¹²⁷ Kempf, Ruenzi e Thiele (2009) classificam um ano como de “*bull market*” (“*bear market*”) quando a rendibilidade do mercado a meio do ano é positiva (negativa). De facto, os gestores quando tomam decisões de alterar o risco das suas carteiras a meio do ano não têm conhecimento da rendibilidade do mercado para todo o ano, mas apenas para a primeira parte do mesmo. Face à intuição desta metodologia, a mesma foi aplicada no presente trabalho, tendo os resultados conduzido, no entanto, à mesma classificação dos vários anos. Outros procedimentos podem ainda ser adotados para identificação de períodos de “*bull market*” e “*bear market*”. De entre eles, refira-se a classificação de períodos de expansão e períodos de recessão feita pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER), descrita por Bry e Boschan (1971), e a metodologia de Pagan e Sossounov (2003), através da definição do ponto máximo (“*peak*”) de um ciclo de mercado (máximo local) e do ponto mínimo (“*trough*”) de um ciclo de mercado (mínimo local). Um outro procedimento, usado por não académicos, pode passar pela chamada “*rule-of-thumb*”, pela qual um período de “*bull market*” (“*bear market*”) ocorre quando o mercado sobe (desce) mais que 20% num determinado intervalo de tempo.

¹²⁸ Mesmo a simples observação da evolução do mercado durante o período global estudado (anexo 4.2) permite efetuar idêntica classificação, como na secção 4.2.3.

Tabela 4.12. Comportamento de competição/estratégico em fases de “bull market”

Esta tabela apresenta, para os anos em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009), para 1477 fundos, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	211	1187	(4,8)	26%	24%	25%	26%	0,91	0,73	-
		1187	(5,7)	24%	25%	26%	25%	1,08	0,49	-
		1187	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,89	1,05	-
		1187	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,77	5,00	E
		1187	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,71	8,99	EE
Bélgica	198	663	(4,8)	25%	25%	25%	25%	1,01	0,05	-
		665	(5,7)	23%	27%	27%	23%	1,38	4,23	C
		663	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,02	-
		663	(7,5)	25%	25%	25%	25%	0,94	0,19	-
		661	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,88	0,71	-
Espanha	82	465	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,81	1,35	-
		465	(5,7)	28%	22%	22%	29%	0,57	9,09	EE
		465	(6,6)	29%	21%	21%	29%	0,49	14,11	EE
		465	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,63	6,06	E
		465	(8,4)	28%	22%	22%	28%	0,62	6,53	E
França	317	1751	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,19	3,23	-
		1751	(5,7)	24%	26%	26%	24%	1,19	3,21	-
		1749	(6,6)	24%	26%	26%	24%	1,15	2,15	-
		1751	(7,5)	25%	25%	25%	25%	0,95	0,31	-
		1749	(8,4)	25%	25%	25%	25%	1,05	0,27	-
Itália	95	565	(4,8)	24%	25%	26%	25%	1,08	0,23	-
		566	(5,7)	24%	25%	26%	25%	1,09	0,32	-
		565	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,89	0,53	-
		566	(7,5)	26%	24%	25%	25%	0,92	0,29	-
		565	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,85	1,00	-
Reino Unido	506	3012	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,21	6,89	CC
		3005	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,06	0,76	-
		3014	(6,6)	25%	25%	25%	25%	0,98	0,07	-
		3006	(7,5)	28%	22%	22%	28%	0,63	38,96	EE
		3012	(8,4)	27%	23%	23%	27%	0,76	14,37	EE
Suécia	68	438	(4,8)	22%	28%	27%	23%	1,50	4,43	C
		438	(5,7)	25%	25%	25%	25%	1,02	0,05	-
		438	(6,6)	23%	27%	26%	24%	1,29	1,80	-
		439	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,90	0,28	-
		438	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,80	1,32	-
AMOSTRA TOTAL	1477	8161	(4,8)	24%	26%	26%	24%	1,18	13,59	CC
		8162	(5,7)	24%	26%	26%	24%	1,15	10,30	CC
		8162	(6,6)	24%	26%	26%	24%	1,12	7,06	CC
		8157	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,78	30,77	EE
		8157	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,87	10,25	EE

Tabela 4.13. Comportamento de competição/estratégico em fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008), para 1439 fundos, para cada país e para a amostra total, e para diferentes períodos de avaliação, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de observações incluídas em cada célula. No período de avaliação (M, 12-M), M representa o período de avaliação propriamente dito entre janeiro e o mês M, e 12-M é a restante parte do ano. Em cada célula é incluída a observação cujo valor, em relação à mediana da Rendibilidade Acumulada (RA) e do Rácio de Ajustamento do Risco (RAR), seja baixa ou alta. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

C (CC): Período com comportamento de competição estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

E (EE): Período com comportamento estratégico estatisticamente significativo a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	N.º observações	Período avaliação	Frequências da amostra (% de observações)				Cross-Product Ratio	χ^2	Comportamento
				Baixa RA		Alta RA				
				Baixo RAR	Alto RAR	Baixo RAR	Alto RAR			
Alemanha	212	521	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,71	3,89	E
		521	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,69	4,61	E
		521	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,72	3,55	-
		521	(7,5)	26%	25%	25%	25%	0,93	0,16	-
		521	(8,4)	24%	26%	26%	24%	1,10	0,33	-
Bélgica	196	331	(4,8)	32%	18%	18%	32%	0,32	25,05	EE
		331	(5,7)	31%	19%	19%	31%	0,37	19,85	EE
		331	(6,6)	33%	17%	17%	34%	0,25	35,92	EE
		332	(7,5)	33%	17%	17%	33%	0,27	32,60	EE
		330	(8,4)	29%	21%	21%	29%	0,50	9,52	EE
Espanha	83	232	(4,8)	26%	24%	24%	26%	0,84	0,45	-
		232	(5,7)	26%	23%	23%	27%	0,76	1,14	-
		232	(6,6)	29%	21%	20%	29%	0,50	6,93	EE
		232	(7,5)	28%	22%	22%	27%	0,66	2,52	-
		232	(8,4)	26%	23%	24%	26%	0,81	0,66	-
França	305	703	(4,8)	26%	24%	23%	26%	0,79	2,39	-
		703	(5,7)	29%	21%	21%	29%	0,56	14,51	EE
		703	(6,6)	28%	22%	22%	28%	0,62	9,80	EE
		703	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,77	3,15	-
		703	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,84	1,37	-
Itália	87	203	(4,8)	28%	22%	22%	29%	0,59	3,60	-
		203	(5,7)	28%	22%	22%	28%	0,63	2,62	-
		203	(6,6)	28%	23%	23%	27%	0,69	1,79	-
		203	(7,5)	27%	23%	23%	27%	0,71	1,43	-
		203	(8,4)	30%	21%	21%	29%	0,50	6,04	E
Reino Unido	489	1153	(4,8)	28%	22%	22%	28%	0,64	14,01	EE
		1151	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,72	7,56	EE
		1154	(6,6)	26%	24%	24%	26%	0,82	2,92	-
		1155	(7,5)	25%	25%	25%	25%	1,03	0,07	-
		1156	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,88	1,13	-
Suécia	67	187	(4,8)	28%	21%	21%	29%	0,56	3,91	E
		187	(5,7)	32%	19%	19%	31%	0,36	11,82	EE
		187	(6,6)	28%	21%	22%	28%	0,58	3,35	-
		187	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,82	0,44	-
		187	(8,4)	25%	26%	25%	25%	1,07	0,06	-
AMOSTRA TOTAL	1439	3344	(4,8)	27%	23%	23%	27%	0,69	27,65	EE
		3346	(5,7)	27%	23%	23%	27%	0,70	25,49	EE
		3347	(6,6)	27%	23%	23%	27%	0,71	24,61	EE
		3347	(7,5)	26%	24%	24%	26%	0,91	2,06	-
		3346	(8,4)	26%	24%	24%	26%	0,92	1,55	-

Ao nível dos países, as duas tabelas anteriores parecem mostrar, por um lado, a existência de algumas situações de comportamento de competição em *“bull market”*, por outro, um comportamento misto dos fundos relativamente aos dois cenários.

Na realidade, de todos os cenários analisados neste trabalho, apenas a Suécia no subperíodo 1 e agora no cenário de *“bull market”*, embora só nalguns países e períodos de avaliação específicos, os fundos com menores rendibilidades na primeira parte do ano parecem aumentar mais o risco na segunda metade do mesmo face aos que obtêm melhores rendibilidades na primeira parte desse ano. É o caso dos fundos belgas, para o período de avaliação (5,7), e dos fundos suecos, para o período de avaliação (4,8), onde é evidenciado comportamento de competição significativo a 5%. O Reino Unido é o mercado onde este comportamento parece ser mais forte, dado que para o período de avaliação (4,8) o mesmo é significativo a 1%. Neste contexto, se há algum comportamento de competição na União Europeia, este apenas parece existir em casos pontuais em períodos de *“bull market”* e no mercado sueco para o subperíodo 1.

A comparação dos resultados das tabelas 4.12 e 4.13 indica, de facto, um comportamento misto. Na realidade, nalguns países existirá maior interação entre os fundos a nível de comportamento de competição e/ou estratégico em *“bull market”* face a *“bear market”*, noutros o oposto. No primeiro caso encontram-se a Alemanha, a Espanha e o Reino Unido, no segundo, a Bélgica, a França, a Itália e a Suécia. Neste segundo caso, a existência de maior comportamento estratégico em *“bear market”* é, pelos menos em parte, consistente com os resultados obtidos por Kempf, Ruenzi e Thiele (2009) para fundos de ações americanos. Os autores verificam que em *“bear market”* os vencedores intermédios aumentam mais o risco do que os perdedores intermédios.

A comparação dos resultados das duas tabelas anteriores com os obtidos aquando da análise do período global (tabela 4.4) mostra ainda que os países com maior evidência de comportamento estratégico são aqueles que mais alteram o seu comportamento de *“bull market”* para *“bear market”*, ou vice-versa, apresentando comportamentos quase opostos em cada um dos cenários. A Bélgica é talvez o caso mais evidente, onde os fundos em *“bull market”* mostram comportamento de competição significativo a 5% relativamente ao período

de avaliação (5,7), ao passo que em “*bear market*” é evidenciado comportamento estratégico significativo a 1% em todos os períodos de avaliação. Duas situações opostas são também identificadas no Reino Unido. Por um lado, em “*bull market*” existirá comportamento de competição significativo a 1% relativamente ao período de avaliação (4,8), o qual não se verifica em “*bear market*”. Por outro, enquanto em “*bull market*” os fundos mostram comportamento estratégico significativo a 1% passados sete a oito meses do início do ano, ou seja, nos períodos de avaliação (7,5) e (8,4)), em “*bear market*” o mesmo comportamento é desenvolvido mais cedo, ou seja, nos períodos de avaliação (4,8) e (5,7). Também na Espanha há diferenças significativas. Enquanto em “*bull market*” os fundos mostram comportamento estratégico em quatro dos cinco períodos de avaliação, em “*bear market*” o mesmo comportamento apenas se verifica no período de avaliação (6,6).

Note-se ainda que, nos cenários anteriormente analisados, os fundos da Bélgica e da Espanha têm demonstrado um comportamento estratégico semelhante. No entanto, parece agora haver diferenças em função da fase do mercado! Enquanto os fundos belgas desenvolvem este comportamento em “*bear market*”, os fundos espanhóis fazem-no, essencialmente, em “*bull market*”!

Outro aspeto que parece ser, de alguma forma, visível é a maior tendência do comportamento estratégico iniciar-se mais cedo, em termos anuais, em “*bear market*” do que em “*bull market*”. Este fenómeno é particularmente visível na Alemanha e Reino Unido. Enquanto, nestes países, em “*bull market*” o comportamento estratégico se verifica nos períodos de avaliação (7,5) e (8,4), em “*bear market*” o mesmo surge logo nos períodos de avaliação (4,8) e (5,7). Assim, parece que os gestores que obtêm melhores rendibilidades na primeira parte do ano aumentam mais cedo o risco das suas carteiras, em termos anuais, quanto sentem que o mercado apresenta tendências de descida do que quando a tendência do mercado é de subida.

Face aos vários cenários analisados para investigar o comportamento de competição/estratégico, alguns resultados destacam-se como mais relevantes. Assim, haverá comportamento estratégico entre os fundos da União Europeia, com maior intensidade na Bélgica, Espanha e Reino Unido. Este comportamento será, excetuando o Reino Unido, mais

evidente no subperíodo 2 e entre os fundos novos. A nível individual daqueles três países, os cenários mais favoráveis ao desenvolvimento deste comportamento será: para a Bélgica, no subperíodo 2 e em “*bear market*”; para a Espanha, no subperíodo 2 e em “*bull market*”, assim como para os fundos mais novos e com carteiras de menor dimensão; e, finalmente, para o Reino Unido, no subperíodo 1 e para os fundos mais antigos.

4.4. Estudo da concentração/diversificação das carteiras

Como definido no capítulo 3 (secção 3.3), o estudo dos níveis de concentração e diversificação das carteiras dos fundos de investimento é realizado através do coeficiente de determinação resultante do Modelo de Mercado, sendo a eficácia deste coeficiente testada por Cresson (2002). Este estudo é efetuado para os mesmos cenários construídos para a análise do comportamento de competição/estratégico entre fundos. Desta forma, é possível, além da análise da consistência dos resultados através dos vários cenários, a comparação posterior entre os níveis de concentração/diversificação das carteiras e o comportamento de competição/estratégico observado, anteriormente, em alguns destes cenários.

Na aplicação dos procedimentos que conduzem à obtenção dos resultados, começa-se por calcular o coeficiente de determinação, através da expressão 3.9, para cada um dos 1485 fundos de toda a amostra, tendo por base o período global, ou seja, de janeiro/1994 a dezembro/2009. Dado que segundo este parâmetro, os fundos serão tanto mais diversificados quando maior o valor do mesmo, e seguindo Huij e Derwall (2011), os fundos são separados em concentrados e diversificados em função da mediana do coeficiente de determinação. Assim, 742 (743) fundos são classificados como concentrados (diversificados) pelo facto de possuírem um coeficiente de determinação inferior (igual ou superior) à respetiva mediana¹²⁹. Note-se que a classificação de cada fundo é mantida para todos os cenários analisados, não havendo reclassificação dos mesmos em função das características próprias de cada cenário. Desta forma garante-se que cada fundo mantém a mesma classificação independentemente do

¹²⁹ A mediana do coeficiente de determinação para todos os fundos e para o período global é de 0,8332903816.

cenário em que é incluído¹³⁰. Após esta classificação é aplicada a expressão 3.10 de forma a identificar-se os riscos total, de mercado e específico para cada fundo. Por último, é calculada a média de cada uma destas medidas de risco em cada cenário, para a amostra total e para cada um dos sete países, separando-se os resultados para os fundos concentrados e diversificados.

Na tabela 4.14 são apresentados os resultados obtidos nos primeiros dois cenários para o período global; para todos os 1485 fundos sobreviventes e extintos e para apenas os 1201 fundos sobreviventes.

A análise dos resultados para os fundos sobreviventes e extintos, relativos à amostra total, permite constatar que os fundos apresentam um risco de mercado que corresponde a cerca de $\frac{3}{4}$ (77%) do risco total (0,0032) assumido durante todo o período em estudo. Este risco total é bastante superior ao risco do *benchmark* (*MSCI World*), o qual apresenta uma variância mensal das rendibilidades de 0,0020 durante o mesmo período.

A Itália é o país que evidencia maior diversificação das carteiras dos fundos, sendo que 86% do seu risco total é risco de mercado. Esta maior diversificação parece refletir-se num menor risco das carteiras. De facto, este é o país em que a rendibilidade dos fundos apresenta menor oscilação, com uma variância das rendibilidades mensais de apenas 0,0020. Por seu lado, a Bélgica é o país com maior concentração das carteiras, onde apenas 50% do risco total é risco de mercado. Embora a Bélgica pareça ter os fundos mais concentrados da amostra, tal não se reflete no maior risco total. De facto, a diferença entre o risco total deste país face ao risco total do país com fundos mais diversificados (Itália) é mínima. Note-se ainda que, de acordo com as características da amostra apresentada na secção 4.2.1, a maior diversificação das carteiras dos fundos não parece contribuir para uma maior taxa de sobrevivência dos mesmos, mas o contrário. Na realidade, de acordo com a tabela 4.1, a Itália apresenta a menor taxa de sobrevivência de fundos da amostra (47%) e a Bélgica a maior taxa de sobrevivência (91%)!

¹³⁰ Se tal não acontecesse, um mesmo fundo poderia ser classificado como concentrado ou diversificado consoante a subamostra em que estivesse incluído, conduzindo a dificuldades de comparação dos resultados.

Tabela 4.14. Concentração/diversificação das carteiras no período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos e para os fundos sobreviventes, para cada país e para a amostra total, a percentagem de fundos concentrados e diversificados relativamente ao número total de fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \epsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. É apresentado, para cada país e para a amostra total, para os fundos concentrados, para os fundos diversificados e para todos os fundos de cada país e da amostra total, a média do risco de mercado ($\beta_c^2 \sigma_m^2$), do risco específico (σ_c^2) e do risco total (σ_c^2). É também indicada a percentagem do risco de mercado e específico relativamente ao risco total para cada grupo de fundos.

Países		Fundos sobreviventes e extintos			Fundos sobreviventes		
		Concentrados	Diversificados	Total	Concentrados	Diversificados	Total
	N.º fundos	50%	50%	212	53%	47%	175
Alemanha	Risco mercado	0,0029(72%)	0,0033(88%)	0,0031(80%)	0,0029(71%)	0,0035(89%)	0,0032(80%)
	Risco específico	0,0012(28%)	0,0004(12%)	0,0008(20%)	0,0012(29%)	0,0004(11%)	0,0008(20%)
	Risco total	0,0040	0,0037	0,0039	0,0042	0,0040	0,0041
	N.º fundos	76%	24%	202	77%	23%	184
Bélgica	Risco mercado	0,0009(37%)	0,0026(92%)	0,0013(50%)	0,0009(37%)	0,0028(92%)	0,0013(50%)
	Risco específico	0,0012(63%)	0,0002(8%)	0,001(50%)	0,0012(63%)	0,0003(8%)	0,001(50%)
	Risco total	0,0021	0,0029	0,0023	0,0021	0,0030	0,0023
	N.º fundos	45%	55%	83	47%	53%	53
Espanha	Risco mercado	0,0025(72%)	0,0032(89%)	0,0029(82%)	0,0028(74%)	0,0035(89%)	0,0032(82%)
	Risco específico	0,0009(28%)	0,0004(11%)	0,0006(18%)	0,001(26%)	0,0004(11%)	0,0007(18%)
	Risco total	0,0034	0,0036	0,0035	0,0038	0,0040	0,0039
	N.º fundos	44%	56%	318	39%	61%	252
França	Risco mercado	0,0024(70%)	0,0035(91%)	0,003(82%)	0,0027(72%)	0,0037(92%)	0,0033(84%)
	Risco específico	0,0009(30%)	0,0003(9%)	0,0006(18%)	0,001(28%)	0,0003(8%)	0,0006(16%)
	Risco total	0,0033	0,0038	0,0036	0,0037	0,0040	0,0039
	N.º fundos	27%	73%	95	27%	73%	45
Itália	Risco mercado	0,0016(70%)	0,0017(92%)	0,0017(86%)	0,0023(72%)	0,0022(93%)	0,0022(87%)
	Risco específico	0,0007(30%)	0,0002(8%)	0,0003(14%)	0,0009(28%)	0,0002(7%)	0,0004(13%)
	Risco total	0,0022	0,0019	0,0020	0,0032	0,0024	0,0026
	N.º fundos	51%	49%	507	49%	51%	433
Reino Unido	Risco mercado	0,002(71%)	0,003(88%)	0,0025(79%)	0,0022(72%)	0,0033(88%)	0,0027(80%)
	Risco específico	0,0008(29%)	0,0004(12%)	0,0006(21%)	0,0008(28%)	0,0004(12%)	0,0006(20%)
	Risco total	0,0028	0,0034	0,0031	0,0030	0,0037	0,0033
	N.º fundos	32%	68%	68	34%	66%	59
Suécia	Risco mercado	0,0026(76%)	0,0032(90%)	0,003(85%)	0,0026(76%)	0,0033(90%)	0,0031(85%)
	Risco específico	0,0008(24%)	0,0004(10%)	0,0005(15%)	0,0009(24%)	0,0004(10%)	0,0006(15%)
	Risco total	0,0035	0,0036	0,0036	0,0035	0,0038	0,0037
	N.º fundos	50%	50%	1485	50%	50%	1201
AMOSTRA TOTAL	Risco mercado	0,002(64%)	0,003(90%)	0,0025(77%)	0,0021(64%)	0,0033(90%)	0,0027(77%)
	Risco específico	0,001(36%)	0,0003(10%)	0,0007(23%)	0,001(36%)	0,0004(10%)	0,0007(23%)
	Risco total	0,0029	0,0034	0,0032	0,0031	0,0037	0,0034

A comparação dos resultados obtidos para os fundos concentrados e diversificados para a amostra total permite, desde logo, verificar que o nível de diversificação dos fundos diversificados é substancialmente superior ao dos fundos concentrados (aliás como seria de esperar!), com um risco de mercado dos fundos face ao risco total de 90% e 64%, respetivamente. Contudo, a comparação entre o risco total dos dois grupos de fundos parece conduzir a um resultado curioso; o risco total dos fundos diversificados (0,0034) será superior ao dos fundos concentrados (0,0029)! Desta forma, parece que os gestores de fundos da União Europeia que concentram mais as suas carteiras, ou seja, afastam-nas mais do *benchmark*, fazem-no em títulos, setores ou mercados menos voláteis do que os gestores de fundos mais diversificados. Esta é uma tendência que se verifica para cinco dos sete países estudados. A Bélgica parece ser o país onde este fenómeno é mais visível. De facto, excetuando a Itália, a Bélgica é o país com menor risco total dos fundos e, como constatado acima, o país com maior concentração das carteiras, sendo que 76% dos fundos deste país apresentam carteiras concentradas. Neste contexto, este é também o país em que a diferença entre o risco total dos fundos diversificados e concentrados é maior. A Itália é o país que mais se afasta deste cenário. De facto, sendo o país com menor risco total é o que mostra uma maior diversificação das carteiras, o que se reflete em 73% de fundos diversificados face a apenas 27% de concentrados.

Os resultados obtidos, na tabela 4.14, apenas para os fundos sobreviventes, são globalmente semelhantes aos obtidos quando se incluem também os fundos extintos na amostra. De facto, se existem algumas diferenças, elas apenas são visíveis num ligeiro maior risco total dos fundos sobreviventes (0,0034) face aos sobreviventes e extintos (0,0032). Assim, parece que se algum fator contribui para a extinção dos fundos não deverá ser o maior risco assumido por estes! Um outro aspeto a referir poderá ser o facto de, apenas com os fundos sobreviventes, a Bélgica confirmar a tendência identificada acima, ou seja, este país tendo os fundos mais concentrados da amostra, apresenta, neste cenário, os fundos com menor risco total da amostra (0,0023), ficando mesmo abaixo da Itália.

A consistência destas ilações ao longo do período de estudo (janeiro/1994 a dezembro/2009) pode ser analisada através dos resultados obtidos para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a

dezembro/2001) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009), apresentados na tabela 4.15.

O subperíodo 2 apresenta resultados idênticos aos do período global com a inclusão de fundos sobreviventes e extintos, pelo que as observações referidas anteriormente se mantêm. Note-se que para esta semelhança de resultados muito contribuirá o facto de, neste subperíodo, estarem incluídos todos os 1485 fundos já analisados no período global, embora, naturalmente, apenas para metade do período.

Relativamente ao subperíodo 1, este apresenta algumas características que o distinguem do subperíodo 2 e também do período global. Assim, no subperíodo 1 os fundos evidenciam um risco total (0,0030) ligeiramente menor face ao subperíodo 2 e uma menor diversificação das carteiras, com um risco de mercado relativamente ao risco total de 70% e 80%, respetivamente. Este facto parece mostrar que os gestores manifestam uma maior preferência por carteiras mais diversificadas em períodos mais recentes do que em períodos mais afastados no tempo. Dada a progressiva globalização das economias, tal facto pode refletir uma maior confiança dos gestores na eficiência dos mercados. Neste contexto, a possível maior dificuldade dos gestores em identificarem títulos, setores ou mercados sub ou sobreavaliados de forma a concentrarem mais as suas carteiras, pode conduzir os mesmos a constituírem carteiras mais diversificadas.

O aumento da diversificação das carteiras no subperíodo 2 face ao subperíodo 1 verifica-se para a generalidade dos países, onde o peso do risco de mercado das carteiras aumenta do cenário mais afastado no tempo para o mais recente. A exceção nesta tendência é a Bélgica, onde os fundos alteram completamente o seu comportamento do subperíodo 1 para o subperíodo 2. Enquanto no subperíodo 1 estes fundos apresentam a maior diversificação das carteiras, com um risco de mercado de 79%, no subperíodo 2 os mesmos mostram as carteiras mais concentradas, com apenas 51% de risco de mercado. Desta forma, a maior concentração das carteiras destes fundos observada no período global parece ser conseguida apenas durante o período mais recente, ou seja, no subperíodo 2.

Tabela 4.15. Concentração/diversificação das carteiras no subperíodo 1 e no subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009), para cada país e para a amostra total, a percentagem de fundos concentrados e diversificados relativamente ao número total de fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global (janeiro/1994 a dezembro/2001). É apresentado, para cada país e para a amostra total, para os fundos concentrados, para os fundos diversificados e para todos os fundos de cada país e da amostra total, a média do risco de mercado ($\beta_c^2 \sigma_m^2$), do risco específico (σ_c^2) e do risco total (σ_c^2). É também indicada a percentagem do risco de mercado e específico relativamente ao risco total para cada grupo de fundos.

Países		Subperíodo 1			Subperíodo 2		
		Concentrados	Diversificados	Total	Concentrados	Diversificados	Total
	N.º fundos	61%	39%	110	50%	50%	212
Alemanha	Risco mercado	0,0034(64%)	0,003(86%)	0,0032(73%)	0,0029(77%)	0,0033(89%)	0,0031(83%)
	Risco específico	0,002(36%)	0,0005(14%)	0,0014(27%)	0,0009(23%)	0,0004(11%)	0,0006(17%)
	Risco total	0,0054	0,0035	0,0046	0,0038	0,0037	0,0037
	N.º fundos	36%	64%	55	76%	24%	202
Bélgica	Risco mercado	0,0025(61%)	0,0024(89%)	0,0024(79%)	0,0009(38%)	0,0027(93%)	0,0013(51%)
	Risco específico	0,0022(39%)	0,0003(11%)	0,001(21%)	0,0011(62%)	0,0002(7%)	0,0009(49%)
	Risco total	0,0047	0,0027	0,0034	0,0020	0,0029	0,0022
	N.º fundos	51%	49%	57	45%	55%	83
Espanha	Risco mercado	0,0021(58%)	0,0025(81%)	0,0023(70%)	0,0025(81%)	0,0032(92%)	0,0029(87%)
	Risco específico	0,0014(42%)	0,0006(19%)	0,001(30%)	0,0006(19%)	0,0003(8%)	0,0004(13%)
	Risco total	0,0035	0,0031	0,0033	0,0032	0,0035	0,0033
	N.º fundos	67%	33%	138	44%	56%	318
França	Risco mercado	0,0015(51%)	0,0022(79%)	0,0017(60%)	0,0026(80%)	0,0035(92%)	0,0031(87%)
	Risco específico	0,0012(49%)	0,0006(21%)	0,001(40%)	0,0007(20%)	0,0003(8%)	0,0005(13%)
	Risco total	0,0027	0,0028	0,0027	0,0033	0,0038	0,0036
	N.º fundos	38%	63%	48	27%	73%	95
Itália	Risco mercado	0,0017(55%)	0,0017(88%)	0,0017(75%)	0,0015(82%)	0,0017(93%)	0,0016(90%)
	Risco específico	0,0015(45%)	0,0002(12%)	0,0007(25%)	0,0003(18%)	0,0001(7%)	0,0002(10%)
	Risco total	0,0032	0,0019	0,0024	0,0018	0,0018	0,0018
	N.º fundos	62%	38%	231	51%	49%	507
Reino Unido	Risco mercado	0,0014(60%)	0,0021(85%)	0,0017(70%)	0,0022(76%)	0,0031(89%)	0,0026(82%)
	Risco específico	0,001(40%)	0,0004(15%)	0,0007(30%)	0,0007(24%)	0,0004(11%)	0,0005(18%)
	Risco total	0,0024	0,0024	0,0024	0,0029	0,0035	0,0032
	N.º fundos	43%	57%	44	32%	68%	68
Suécia	Risco mercado	0,0022(64%)	0,0025(86%)	0,0024(76%)	0,0031(85%)	0,0032(91%)	0,0032(89%)
	Risco específico	0,0012(36%)	0,0004(14%)	0,0008(24%)	0,0005(15%)	0,0004(9%)	0,0004(11%)
	Risco total	0,0034	0,0029	0,0031	0,0036	0,0036	0,0036
	N.º fundos	57%	43%	683	50%	50%	1485
AMOSTRA TOTAL	Risco mercado	0,0019(59%)	0,0023(85%)	0,0021(70%)	0,0021(70%)	0,0031(91%)	0,0026(80%)
	Risco específico	0,0013(41%)	0,0004(15%)	0,0009(30%)	0,0008(30%)	0,0003(9%)	0,0006(20%)
	Risco total	0,0033	0,0027	0,0030	0,0029	0,0034	0,0032

A maior concentração das carteiras no subperíodo 1 reflete-se no maior peso do número de fundos concentrados face aos diversificados na amostra total, com 57% e 43%, respetivamente. Neste subperíodo 1, e de forma oposta ao período global e subperíodo 2, são os fundos concentrados que revelam maior risco total face aos diversificados, com uma variância de 0,0033 e 0,0027, respetivamente. Esta tendência verifica-se também ao nível dos países. Excetuando a França e o Reino Unido, são os fundos concentrados que evidenciam maior risco total face aos fundos diversificados.

De seguida, através da tabela 4.16, é possível comparar os níveis de diversificação das carteiras dos fundos novos face às carteiras dos fundos antigos.

Uma primeira observação aos resultados obtidos para a amostra total dos dois grupos de fundos revela que os níveis de diversificação serão semelhantes, com um peso do risco de mercado no risco total de 77% em ambos. No entanto, são os fundos novos que mostram uma maior apetência para assumirem risco, sendo este de 0,0037, enquanto o risco dos fundos antigos fica-se por 0,0026, sendo este risco total sempre superior ao risco do *benchmark* (0,0020).

Globalmente, tanto os fundos novos como os antigos apresentam resultados consistentes com os obtidos no período global, com maior destaque para os primeiros.

Assim, os fundos italianos continuam a evidenciar os maiores níveis de diversificação das carteiras, com um peso do risco de mercado de 89% e 82% para os fundos novos e antigos, respetivamente. A Suécia acompanha agora a Itália neste aspeto. Também os fundos novos e antigos italianos continuam a evidenciar o menor risco total da amostra, com 0,0020 e 0,0019, respetivamente. Por outro lado, também a Bélgica volta a mostrar os fundos com maiores níveis de concentração das carteiras para os dois grupos de fundos e baixos níveis de risco total. À semelhança do que já tinha sido observado na tabela 4.15, os fundos belgas parecem alterar bastante o seu comportamento em função do cenário em que são analisados. Assim, enquanto os fundos novos mostram um peso do risco de mercado de apenas 30% face ao risco total, os fundos antigos mostram um peso deste indicador de 70%. Consistentes com estes resultados, 98% dos fundos novos belgas são classificados como concentrados, por

contrapartida dos fundos antigos em que há um equilíbrio muito mais evidente entre o número de fundos concentrados e diversificados, com um peso no total do número de fundos de 54% e 46%, respetivamente.

O maior risco total assumido pelos fundos diversificados, no período global, é também mostrado quando apenas são estudados os fundos novos, acontecendo o inverso relativamente aos fundos antigos, embora neste caso com uma pequena diferença.

Uma das diferenças mais visível entre os fundos novos e os antigos é, como referido acima, o maior risco total assumido pelos fundos novos. Dada a tendência, anteriormente verificada, de um maior risco total assumido pelos fundos diversificados, e dado que são os fundos novos que apresentam um maior risco total, de forma consistente, são estes que evidenciam também um maior número de fundos diversificados (59% do total), por contrapartida dos fundos antigos que mostram um maior número de fundos concentrados (58% do total).

A tabela 4.17 permite agora comparar a diversificação das carteiras dos fundos com menor dimensão face às carteiras dos fundos com maior dimensão, considerando o seu valor líquido global.

Os resultados obtidos pelos dois grupos de fundos são muito semelhantes entre eles e destes com o período global. Tal verifica-se ao nível do valor do risco total, sendo este de 0,0035 e 0,0032, respetivamente para os fundos pequenos e grandes, o qual é substancialmente superior ao risco do *benchmark* (0,0020). Também o nível de diversificação das carteiras é muito semelhante, com cerca de $\frac{3}{4}$ do risco de mercado para os dois grupos de fundos. Também, e ainda, o risco total dos fundos concentrados é inferior ao risco total dos fundos diversificados nos dois grupos de fundos e semelhante ao do período global. O país com maior concentração das carteiras e reduzido risco total continua a ser a Bélgica. A Itália continua a ser dos países com maior diversificação das carteiras. Este facto é particularmente notório quanto aos fundos pequenos, onde o risco de mercado dos fundos deste país representa 91% do risco total.

Tabela 4.16. Concentração/diversificação das carteiras dos fundos novos e dos fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos e para os fundos antigos, a percentagem de fundos concentrados e diversificados relativamente ao número total de fundos desse país e da amostra total. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \epsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. É apresentado, para cada país e para a amostra total, para os fundos concentrados, para os fundos diversificados e para todos os fundos de cada país e da amostra total, a média do risco de mercado ($\beta_c^2 \sigma_m^2$), do risco específico (σ_c^2) e do risco total (σ_c^2). É também indicada a percentagem do risco de mercado e específico relativamente ao risco total para cada grupo de fundos.

Países		Fundos novos			Fundos antigos		
		Concentrados	Diversificados	Total	Concentrados	Diversificados	Total
	N.º fundos	37%	63%	106	62%	38%	106
Alemanha	Risco mercado	0,0038(74%)	0,0038(89%)	0,0038(83%)	0,0024(71%)	0,0024(88%)	0,0024(77%)
	Risco específico	0,0013(26%)	0,0005(11%)	0,0008(17%)	0,0011(29%)	0,0003(12%)	0,0008(23%)
	Risco total	0,0050	0,0043	0,0046	0,0035	0,0027	0,0032
	N.º fundos	98%	2%	101	54%	46%	101
Bélgica	Risco mercado	0,0006(29%)	0,0084(87%)	0,0008(30%)	0,0014(51%)	0,0024(92%)	0,0018(70%)
	Risco específico	0,0013(71%)	0,0012(13%)	0,0013(70%)	0,001(49%)	0,0002(8%)	0,0006(30%)
	Risco total	0,0019	0,0096	0,0020	0,0024	0,0026	0,0025
	N.º fundos	36%	64%	42	54%	46%	41
Espanha	Risco mercado	0,0031(73%)	0,0037(91%)	0,0035(84%)	0,0021(72%)	0,0024(88%)	0,0022(79%)
	Risco específico	0,001(27%)	0,0004(9%)	0,0006(16%)	0,0008(28%)	0,0003(12%)	0,0006(21%)
	Risco total	0,0040	0,0041	0,0041	0,0029	0,0028	0,0028
	N.º fundos	28%	72%	159	61%	39%	159
França	Risco mercado	0,0036(74%)	0,0041(93%)	0,004(87%)	0,0018(68%)	0,0023(89%)	0,002(77%)
	Risco específico	0,0011(26%)	0,0004(7%)	0,0006(13%)	0,0008(32%)	0,0003(11%)	0,0006(23%)
	Risco total	0,0047	0,0044	0,0045	0,0026	0,0026	0,0026
	N.º fundos	19%	81%	48	36%	64%	47
Itália	Risco mercado	0,0017(76%)	0,0019(92%)	0,0018(89%)	0,0015(67%)	0,0015(91%)	0,0015(82%)
	Risco específico	0,0005(24%)	0,0002(8%)	0,0002(11%)	0,0008(33%)	0,0001(9%)	0,0004(18%)
	Risco total	0,0021	0,0020	0,0020	0,0023	0,0017	0,0019
	N.º fundos	39%	61%	253	63%	37%	254
Reino Unido	Risco mercado	0,0024(71%)	0,0036(88%)	0,0032(82%)	0,0017(71%)	0,0021(88%)	0,0019(77%)
	Risco específico	0,001(29%)	0,0005(12%)	0,0007(18%)	0,0007(29%)	0,0003(12%)	0,0006(23%)
	Risco total	0,0034	0,0041	0,0038	0,0024	0,0024	0,0024
	N.º fundos	12%	88%	34	53%	47%	34
Suécia	Risco mercado	0,0026(74%)	0,0036(91%)	0,0034(89%)	0,0026(77%)	0,0025(89%)	0,0026(82%)
	Risco específico	0,0009(26%)	0,0004(9%)	0,0005(11%)	0,0008(23%)	0,0003(11%)	0,0006(18%)
	Risco total	0,0035	0,0040	0,0039	0,0035	0,0029	0,0032
	N.º fundos	41%	59%	743	58%	42%	742
AMOSTRA	Risco mercado	0,0022(59%)	0,0036(90%)	0,003(77%)	0,0018(68%)	0,0022(89%)	0,002(77%)
TOTAL	Risco específico	0,0011(41%)	0,0004(10%)	0,0007(23%)	0,0009(32%)	0,0003(11%)	0,0006(23%)
	Risco total	0,0033	0,0040	0,0037	0,0027	0,0025	0,0026

Tabela 4.17. Concentração/diversificação das carteiras dos fundos pequenos e dos fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (fundos grandes), os quais têm em dezembro/2009 um valor líquido global inferior (superior) à mediana, para cada país e para a amostra total, a percentagem de fundos concentrados e diversificados relativamente ao número total de fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. É apresentado, para cada país e para a amostra total, para os fundos concentrados, para os fundos diversificados e para todos os fundos de cada país e da amostra total, a média do risco de mercado ($\beta_c^2 \sigma_m^2$), do risco específico (σ_c^2) e do risco total (σ_c^2). É também indicada a percentagem do risco de mercado e específico relativamente ao risco total para cada grupo de fundos.

Países		Fundos pequenos			Fundos grandes		
		Concentrados	Diversificados	Total	Concentrados	Diversificados	Total
	N.º fundos	60%	40%	85	42%	58%	85
Alemanha	Risco mercado	0,0028(70%)	0,0037(89%)	0,0032(77%)	0,0024(73%)	0,0034(88%)	0,003(82%)
	Risco específico	0,0013(30%)	0,0004(11%)	0,0009(23%)	0,0009(27%)	0,0004(12%)	0,0006(18%)
	Risco total	0,0041	0,0042	0,0041	0,0033	0,0039	0,0036
	N.º fundos	78%	22%	87	78%	22%	88
Bélgica	Risco mercado	0,001(40%)	0,0029(93%)	0,0014(52%)	0,0007(32%)	0,0027(92%)	0,0012(45%)
	Risco específico	0,0011(60%)	0,0003(7%)	0,0009(48%)	0,0014(68%)	0,0003(8%)	0,0011(55%)
	Risco total	0,0021	0,0031	0,0024	0,0021	0,0030	0,0023
	N.º fundos	48%	52%	27	46%	54%	26
Espanha	Risco mercado	0,0025(75%)	0,0036(91%)	0,0031(84%)	0,003(72%)	0,0035(87%)	0,0033(80%)
	Risco específico	0,0008(25%)	0,0003(9%)	0,0006(16%)	0,0012(28%)	0,0005(13%)	0,0008(20%)
	Risco total	0,0033	0,0039	0,0036	0,0042	0,0040	0,0041
	N.º fundos	34%	66%	125	44%	56%	125
França	Risco mercado	0,0031(73%)	0,0038(92%)	0,0035(85%)	0,0025(71%)	0,0036(91%)	0,0031(83%)
	Risco específico	0,001(27%)	0,0003(8%)	0,0006(15%)	0,001(29%)	0,0003(9%)	0,0006(17%)
	Risco total	0,0040	0,0041	0,0041	0,0035	0,0039	0,0037
	N.º fundos	16%	84%	19	42%	58%	19
Itália	Risco mercado	0,0028(79%)	0,0022(94%)	0,0023(91%)	0,0018(69%)	0,002(92%)	0,0019(82%)
	Risco específico	0,0008(21%)	0,0001(6%)	0,0002(9%)	0,0009(31%)	0,0002(8%)	0,0005(18%)
	Risco total	0,0036	0,0024	0,0026	0,0026	0,0022	0,0024
	N.º fundos	56%	44%	128	57%	43%	129
Reino Unido	Risco mercado	0,0022(69%)	0,0035(88%)	0,0028(77%)	0,002(73%)	0,003(89%)	0,0024(80%)
	Risco específico	0,001(31%)	0,0005(12%)	0,0008(23%)	0,0008(27%)	0,0004(11%)	0,0006(20%)
	Risco total	0,0032	0,0040	0,0035	0,0028	0,0033	0,0030
	N.º fundos	31%	69%	29	39%	61%	28
Suécia	Risco mercado	0,0025(76%)	0,0033(90%)	0,003(86%)	0,0028(75%)	0,0029(90%)	0,0029(84%)
	Risco específico	0,0008(24%)	0,0004(10%)	0,0005(14%)	0,0009(25%)	0,0003(10%)	0,0005(16%)
	Risco total	0,0033	0,0036	0,0035	0,0037	0,0033	0,0034
	N.º fundos	52%	48%	500	53%	47%	500
AMOSTRA TOTAL	Risco mercado	0,0022(63%)	0,0035(90%)	0,0028(76%)	0,0019(62%)	0,0032(90%)	0,0025(75%)
	Risco específico	0,001(37%)	0,0004(10%)	0,0007(24%)	0,001(38%)	0,0004(10%)	0,0007(25%)
	Risco total	0,0032	0,0038	0,0035	0,0029	0,0036	0,0032

Nos últimos dois cenários de análise, são confrontados os níveis de diversificação das carteiras dos fundos em fases opostas do mercado, ou seja, em “*bull market*” e em “*bear market*”. Os resultados são apresentados na tabela 4.18.

O risco total assumido pelos fundos, a nível da amostra total, mostra-se claramente distinto nas duas fases do mercado. Na realidade, os fundos em “*bear market*” adotam um nível de risco total claramente superior (0,0049) ao adotado em “*bull market*” (0,0019). Note-se que estes valores podem justificam-se pelo facto de, conforme se pode observar no anexo 4.2 e também no anexo 4.10, o *benchmark* apresentar subidas mais suaves e prolongadas e descidas mais curtas e rápidas, o que leva a que a variância do mercado seja de 0,0013 e 0,0030 em “*bull market*” e em “*bear market*”, respetivamente. Neste contexto, conforme já verificado em outros cenários anteriores, os fundos adotam risco totais substancialmente superiores ao *benchmark*, independentemente da fase em que se encontra o mercado.

Quanto ao nível de diversificação das carteiras dos fundos na amostra total, este parece ser um pouco superior em fases de descida do mercado relativamente a fase de subida do mesmo, com um risco de mercado das carteiras face ao risco total de 79% e 73%, respetivamente. Consistente com esta tendência, também ao nível dos sete países tal se verifica, pelo que os fundos de todos os países aumentam o nível de diversificação das carteiras em “*bear market*” comparativamente a períodos de “*bull market*”.

De acordo com o que tem sido evidenciado ao longo desta análise, também nestes dois cenários, os países com maior e menor nível de diversificação das carteiras dos fundos se mantêm, ou seja, a Itália e a Bélgica, respetivamente.

Independentemente do mercado se encontrar numa fase de “*bull market*” ou de “*bear market*”, os resultados para a amostra total continuam a revelar que os fundos mais diversificados terão uma maior propensão em assumirem um risco total superior ao assumido pelos fundos mais concentrados, embora as diferenças não sejam substanciais.

Tabela 4.18. Concentração/diversificação das carteiras em fases de “bull market” e em fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008), respetivamente, para cada país e para a amostra total, a percentagem de fundos concentrados e diversificados relativamente ao número total de fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global (janeiro/1994 a dezembro/2001). É apresentado, para cada país e para a amostra total, para os fundos concentrados, para os fundos diversificados e para todos os fundos de cada país e da amostra total, a média do risco de mercado ($\beta_c^2 \sigma_m^2$), do risco específico (σ_c^2) e do risco total (σ_c^2). É também indicada a percentagem do risco de mercado e específico relativamente ao risco total para cada grupo de fundos.

Países		"Bull market"			"Bear market"		
		Concentrados	Diversificados	Total	Concentrados	Diversificados	Total
	N.º fundos	50%	50%	211	50%	50%	212
Alemanha	Risco mercado	0,0016(67%)	0,0017(84%)	0,0017(75%)	0,0046(73%)	0,005(90%)	0,0048(81%)
	Risco específico	0,0008(33%)	0,0003(16%)	0,0005(25%)	0,0019(27%)	0,0006(10%)	0,0012(19%)
	Risco total	0,0024	0,0020	0,0022	0,0065	0,0055	0,0060
	N.º fundos	76%	24%	198	76%	24%	196
Bélgica	Risco mercado	0,0006(35%)	0,0014(90%)	0,0008(48%)	0,0015(42%)	0,0042(93%)	0,0021(54%)
	Risco específico	0,0008(65%)	0,0002(10%)	0,0007(52%)	0,0017(58%)	0,0004(7%)	0,0014(46%)
	Risco total	0,0014	0,0016	0,0015	0,0032	0,0046	0,0035
	N.º fundos	45%	55%	82	45%	55%	83
Espanha	Risco mercado	0,0014(69%)	0,0018(86%)	0,0016(78%)	0,0038(72%)	0,0045(90%)	0,0041(82%)
	Risco específico	0,0006(31%)	0,0002(14%)	0,0004(22%)	0,0013(28%)	0,0005(10%)	0,0009(18%)
	Risco total	0,0020	0,0020	0,0020	0,0051	0,0050	0,0050
	N.º fundos	44%	56%	317	43%	57%	305
França	Risco mercado	0,0013(64%)	0,0021(89%)	0,0017(78%)	0,004(74%)	0,0052(92%)	0,0047(84%)
	Risco específico	0,0006(36%)	0,0002(11%)	0,0004(22%)	0,0014(26%)	0,0005(8%)	0,0009(16%)
	Risco total	0,0019	0,0023	0,0022	0,0054	0,0057	0,0056
	N.º fundos	27%	73%	95	25%	75%	87
Itália	Risco mercado	0,001(70%)	0,001(89%)	0,001(84%)	0,0025(68%)	0,003(92%)	0,0029(86%)
	Risco específico	0,0005(30%)	0,0001(11%)	0,0002(16%)	0,0012(32%)	0,0003(8%)	0,0005(14%)
	Risco total	0,0015	0,0011	0,0012	0,0037	0,0032	0,0034
	N.º fundos	51%	49%	506	51%	49%	489
Reino Unido	Risco mercado	0,001(63%)	0,0016(84%)	0,0013(73%)	0,0033(73%)	0,0045(90%)	0,0039(81%)
	Risco específico	0,0006(37%)	0,0003(16%)	0,0005(27%)	0,0012(27%)	0,0005(10%)	0,0009(19%)
	Risco total	0,0016	0,0019	0,0018	0,0045	0,0050	0,0048
	N.º fundos	32%	68%	68	33%	67%	67
Suécia	Risco mercado	0,0017(70%)	0,0017(87%)	0,0017(81%)	0,0039(78%)	0,0051(90%)	0,0047(86%)
	Risco específico	0,0007(30%)	0,0003(13%)	0,0004(19%)	0,0011(22%)	0,0006(10%)	0,0007(14%)
	Risco total	0,0024	0,0019	0,0021	0,0050	0,0056	0,0054
	N.º fundos	50%	50%	1477	50%	50%	1439
AMOSTRA TOTAL	Risco mercado	0,0011(59%)	0,0017(86%)	0,0014(73%)	0,0033(67%)	0,0046(91%)	0,004(79%)
	Risco específico	0,0007(41%)	0,0003(14%)	0,0005(27%)	0,0014(33%)	0,0005(9%)	0,001(21%)
	Risco total	0,0018	0,0019	0,0019	0,0047	0,0051	0,0049

Os resultados globais obtidos quanto à concentração/diversificação das carteiras nos dez diferentes cenários agora analisados parecem apontar para algumas características/comportamentos predominantes dos fundos. Assim, o risco assumido pelos fundos será sempre, independentemente do cenário, superior ao risco do *benchmark* subjacente. A maior concentração das carteiras dos fundos conduzirá a uma redução do risco total das mesmas, pelo que os gestores ao concentrarem mais as carteiras parece que tendem a fazê-lo em títulos, setores ou mercados menos voláteis do que os gestores que mais diversificam as carteiras. O mercado belga será onde este efeito se verifica com maior intensidade, ou seja, onde os fundos mais concentram as carteiras, obtendo um reduzido risco total. A Itália será o país que mais se afasta deste resultado, ou seja, onde os fundos mais diversificam as carteiras conseguindo, dessa forma, um baixo risco total.

4.5. Avaliação do desempenho

O estudo do desempenho dos fundos da amostra é efetuado através da aplicação dos modelos definidos na secção 3.4 do capítulo anterior. Assim, para a avaliação do desempenho global, é aplicada a medida de Jensen (1968) e o modelo de Carhart (1997), sendo que para a avaliação das capacidades de seletividade e *timing* é aplicado o modelo de Treynor e Mazuy (1966) e, também, o modelo resultante da expansão deste no contexto do modelo de Carhart (1997). Estes quatro modelos são aplicados sem e com inclusão da informação pública, resultando na utilização de oito modelos de avaliação do desempenho. O uso de diferentes modelos permite a comparação, progressiva, dos resultados obtidos pelos mesmos.

Os modelos anteriores são aplicados para os mesmos cenários considerados nas secções 4.3 e 4.4, ou seja, para os fundos sobreviventes e extintos e apenas para os fundos sobreviventes no período global (janeiro/1994 a dezembro/2009); para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009); para os fundos novos e antigos, considerando o número de meses de cotação dos fundos desde a sua criação; para os fundos pequenos e grandes, em função do seu valor líquido global; e, para fases de “*bull market*” e “*bear market*”. Assim, é possível efetuar, por um lado, a comparação posterior do

desempenho dos fundos com os resultados obtidos para o comportamento de competição/estratégico e para os níveis de concentração/diversificação das carteiras em alguns destes cenários. Por outro, é possível efetuar comparações do desempenho obtido pelos fundos em diferentes períodos temporais e comparar o desempenho obtido por grupos de fundos com diferentes características.

4.5.1. Amostra global e *survivorship bias*

A análise do desempenho dos fundos começa por incidir sobre todo o período em estudo (janeiro/1994 a dezembro/2009), sendo constituídos dois grupos de fundos. Por um lado, são incluídos todos os 1485 fundos (sobreviventes e extintos) da amostra, por outro, apenas os 1201 fundos (sobreviventes) que apresentam cotação no final do período amostral (dezembro/2009). A comparação dos resultados obtidos nestes dois cenários permitirá inferir acerca do possível efeito do *survivorship bias* nos resultados.

A avaliação do desempenho global começa por ser efetuada através da medida de Jensen (1968). Na tabela 4.19 são apresentadas as estimativas desta medida (α_c), obtidas através da equação 3.12, para os dois cenários.

O painel A evidencia um desempenho neutro, mesmo negativo, dos fundos da amostra. Quando se considera a amostra total, os fundos obtêm rendibilidades inferiores às indicadas pelo CAPM para o seu nível de risco em 1,56%¹³¹ ao ano, em termos médios, sendo este valor, contudo, não significativo estatisticamente. A mesma tendência de desempenho neutro verifica-se em cinco dos sete países. Os fundos da Itália e da Espanha são os que exibem um pior desempenho, sendo o mesmo negativo e estatisticamente significativo a 5% e 10%, respetivamente¹³². Os fundos do Reino Unido, da Alemanha e Bélgica são, embora também com desempenho neutro/negativo, os que obtêm um melhor desempenho.

¹³¹ Este valor resulta de: $-0,0013 \cdot 12 \cdot 100 = -1,56\%$ O mesmo procedimento é adotado, em todos cálculos posteriores, para a apresentação da rendibilidade em excesso anual dos fundos.

¹³² O menor desempenho dos fundos destes dois países pode estar a ser influenciado por questões fiscais, particularmente no caso dos fundos italianos. Veja-se, a este respeito, o referido na secção 4.2.2.

Tabela 4.19. Medida de Jensen não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R^2 Ajust.
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos				
Alemanha	212	-0,0009	0,996 ***	86%
Bélgica	202	-0,0009	0,846 ***	85%
Espanha	83	-0,0018 *	0,974 ***	87%
França	318	-0,0016	0,911 ***	82%
Itália	95	-0,0021 **	0,878 ***	92%
Reino Unido	507	-0,0008	0,911 ***	87%
Suécia	68	-0,0013	1,081 ***	88%
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0013	0,942 ***	93%
Painel B - Fundos sobreviventes				
Alemanha	175	-0,0005	0,993 ***	85%
Bélgica	184	-0,0011	0,859 ***	85%
Espanha	53	-0,0011	0,990 ***	82%
França	252	-0,0014	0,916 ***	83%
Itália	45	-0,0016 *	0,887 ***	90%
Reino Unido	433	-0,0007	0,918 ***	87%
Suécia	59	-0,0012	1,076 ***	88%
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0011	0,948 ***	92%
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,006 ***	

Note-se que estes resultados parecem suportar os obtidos aquando da análise da tabela 4.3 da secção 4.2.7, para o período global e para os 1485 fundos. Embora sem a aplicação de qualquer medida/modelo de avaliação do desempenho, ficou patente a dificuldade dos fundos dos vários países em apresentarem rendibilidades superiores ao *benchmark*. Na realidade, nenhum país apresenta, em média, rendibilidades superiores ao *benchmark*, sendo a Itália o país com rendibilidades em excesso mais baixas (-3% ao ano) e a Alemanha e o Reino Unido os que obtêm rendibilidades mais altas, embora também negativas, com -1,1% e -1,2% ao ano, respetivamente.

As estimativas da medida de Jensen (1968) a nível individual, apresentadas no anexo 4.11, também corroboram estes resultados do desempenho. Dos 1485 fundos da amostra global, apenas 586 (39%) apresentam um valor de α_c positivo e, destes, apenas 23 (2%) evidenciam um desempenho positivo e estatisticamente significativo (e apenas a 5%!). Inversamente, 86 fundos (6%) e 78 fundos (5%) mostram um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5% e 1%, respetivamente. Também em consonância com os resultados a nível agregado acima apresentados, a Itália exhibe a maior percentagem (84%) de fundos com desempenho negativo, com 18% e 22% dos fundos a apresentarem um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5% e 1%, respetivamente. O Reino Unido é o país onde os fundos obtêm um melhor desempenho, sendo o que alcança o maior número (percentagem) de fundos com desempenho positivo e estatisticamente significativo a 1%, embora para apenas 4 (1%) fundos.

Face a estes primeiros resultados, obtidos apenas com base na medida de Jensen (1968), e tendo em consideração as características de cada um dos países analisadas na secção 4.2.1, podem retirar-se desde já algumas possíveis ilações, as quais podem ou não confirmar-se na aplicação dos restantes modelos e cenários. Assim, parece que os países com menor dimensão da indústria, tanto ao nível do número de fundos¹³³ como dos montantes geridos, a Itália e a Espanha, são aqueles que obtêm pior desempenho. O oposto verifica-se nos países com a indústria mais desenvolvida, particularmente no Reino Unido. Na realidade, este país apresenta o maior número de fundos e dos montantes geridos, sendo o que evidencia um desempenho menos negativo.

¹³³ Excluindo a Suécia, que tem o menor número de fundos da amostra.

Note-se que, como constatado no capítulo 2, o fraco desempenho obtido pelos fundos desta amostra enquadra-se na tendência geral dos estudos empíricos nesta área.

O painel A da tabela anterior mostra, ainda, que o risco sistemático dos fundos para cada um dos sete países é elevado e significativo estatisticamente a 1% para todos eles, oscilando entre um mínimo de 0,846 para a Bélgica e um máximo de 1,081 para a Suécia. O valor para a amostra total é de 0,942 e igualmente significativo a 1%. Embora o valor do risco sistemático seja elevado, apenas os fundos suecos podem ser considerados como agressivos, ou seja, apresentam um *beta* (ligeiramente) superior a um. Os valores elevados do *beta* refletem-se a nível do coeficiente de determinação ajustado, sendo este também elevado para todos os países, oscilando entre um mínimo de 82% para a França e um máximo de 92% para a Itália. Na amostra total, a regressão explica 93% da rendibilidade dos fundos, o que mostra a qualidade da regressão utilizada.

O painel B da tabela 4.19 apresenta os resultados obtidos com a equação 3.12 apenas para os fundos sobreviventes, ou seja, para aqueles que têm cotação até ao final do período em estudo (dezembro de 2009).

A comparação dos resultados do painel B com os do painel A mostra que o desempenho dos fundos sobreviventes é superior ao conjunto dos fundos sobreviventes e extintos, obtendo aqueles uma rendibilidade superior a estes em 0,24% ao ano na amostra total, sendo esta diferença estatisticamente significativa a 1%. Embora o desempenho dos fundos sobreviventes continue a ser negativo em todos os países, há uma redução da sua significância estatística, pelo que apenas os fundos italianos revelam agora um desempenho estatisticamente significativo, mas apenas a 10%. A exceção para esta tendência são os fundos belgas, onde os fundos sobreviventes mostram um desempenho inferior ao dos fundos sobreviventes e extintos, não sendo, contudo, o mesmo significativo estatisticamente em qualquer dos dois cenários.

Neste contexto, os resultados indicam que o *survivorship bias*, ou seja, a não inclusão dos fundos extintos na amostra, tem alguma influência nas estimativas de desempenho, apresentando os fundos sobreviventes um desempenho superior. Uma análise complementar

efetuada ao desempenho apenas dos fundos extintos, e apresentada no anexo 4.12, vem reforçar esta ideia. Este anexo indica que a amostra total dos fundos extintos obtém um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 1%. Assim, estes fundos evidenciam um desempenho bastante inferior ao dos fundos sobreviventes¹³⁴. Também a nível dos países tal é visível: os fundos alemães, espanhóis, italianos e suecos obtêm um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 1 %¹³⁵ e os fundos franceses um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5%. Refira-se que, de forma consistente com os resultados da tabela 4.19, os fundos extintos belgas obtêm mesmo um desempenho positivo, embora não significativo estatisticamente, com uma rendibilidade em excesso face à indicada pelo CAPM em 0,36% ao ano.

A tabela 4.20 mostra os resultados agora com a medida de Jensen (1968) no contexto condicional, resultantes da aplicação da equação 3.17. Desta forma, pretende-se saber, por um lado, se os gestores utilizam a informação pública contida nas três variáveis anteriormente definidas (taxa de juro de curto prazo, declive da estrutura temporal das taxas de juro e *dividend yield*) para ajustar a composição das suas carteiras, ou de outra forma, se os *betas* das carteiras variam ao longo do tempo em função dessas variáveis de informação. Por outro lado, pretende-se comparar o desempenho obtido pelos gestores com base em modelos que incorporam informação pública relativamente aos modelos não condicionais.

A análise dos painéis A e B sugere que, na amostra total, não haverá variação dos *betas* ao longo do tempo. De facto, o teste de *Wald* não permite rejeitar a hipótese de que aos coeficientes das três variáveis de informação pública sejam conjuntamente iguais a zero, mesmo com um nível de significância de 10%. No entanto, ao nível dos países, parece que os gestores utilizam as variáveis de informação pública para ajustar a composição/risco das suas carteiras, dado que o teste de *Wald* rejeita a hipótese anterior, na maioria dos países a um nível de significância de 5%. Note-se que o facto de os gestores de cada país parecerem usar as variáveis de informação pública, particularmente, o declive da estrutura temporal das taxas

¹³⁴ Na amostra total, os fundos extintos (anexo 4.12) apresentam um α_c inferior ao dos fundos sobreviventes (painel B da tabela 4.19) em 1,44% ao ano. Conforme seria de esperar, o cálculo da significância estatística desta diferença mostra que a mesma é estatisticamente significativa a 1%.

¹³⁵ Note-se que os países com menor taxa de sobrevivência dos fundos (tabela 4.1 da secção 4.2.1), Itália e Espanha, são dos que obtêm pior desempenho dos fundos extintos.

de juro e o *dividend yield*, de (certa) forma diferente entre eles¹³⁶, pode conduzir a que os efeitos na amostra total se anulem. Este efeito pode levar, assim, à ilação acima referida de que não haverá variação temporal dos *betas* a nível da amostra total.

Ao nível das estimativas de α_c , e comparando-as com as obtidas na tabela 4.19 (medida de Jensen não condicional), verifica-se que os seus valores são muito semelhantes, tanto para a amostra total como para cada um dos países. Se alguma diferença existe, ela indicará um muito ligeiro melhoramento dentro do contexto condicional. De facto, há uma redução da significância estatística negativa dos fundos espanhóis sobreviventes e extintos e dos fundos italianos sobreviventes, que passa de significativa a 10% para inexistente. Todas as outras significâncias estatísticas de α_c se mantêm tanto fora como dentro do contexto condicional. Também ao nível do desempenho condicional individual dos fundos sobreviventes e extintos (anexo 4.13), os resultados são muito semelhantes aos obtidos num contexto não condicional (anexo 4.11). A Itália é o país onde os fundos apresentam claramente um desempenho mais fraco, sendo o Reino Unido o país onde os fundos parecem evidenciar, globalmente, um melhor desempenho, pelo menos em termos do peso do número de fundos com valores significativos estatisticamente de α_c ¹³⁷.

Quando ao poder explicativo dos dois modelos, ele mantém-se. Veja-se que o valor do coeficiente de determinação ajustado tem o mesmo valor dentro dos dois contextos, tanto para a amostra com os fundos sobreviventes e extintos como para a amostra apenas com os fundos sobreviventes, sendo o mesmo de 93% e 92%, respetivamente.

¹³⁶ Neste aspeto, note-se que tanto no painel A como no B, os coeficientes do declive da estrutura temporal das taxas de juro dos fundos belgas são negativos e estatisticamente significativos a 5%, enquanto os fundos do Reino Unido e da Suécia são positivos e estatisticamente significativos a 1% e a 5%, respetivamente. No que diz respeito ao *dividend yield*, os coeficientes dos fundos belgas são negativos e estatisticamente significativos a 5%, enquanto os dos fundos franceses são positivos e estatisticamente significativos a 1%.

¹³⁷ De acordo com o anexo 4.13, o Reino Unido é, por um lado, dos países com maior peso do número de fundos com desempenho positivo e estatisticamente significativo, com 3% e 1% dos fundos com desempenho positivo e estatisticamente significativo a 5% e 1%, respetivamente. Por outro lado, este país é o que possui o peso mais reduzido de fundos com desempenho negativo e estatisticamente significativo, com 4% e 2% dos fundos com desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5% e 1%, respetivamente.

Tabela 4.20. Medida de Jensen condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos								
Alemanha	212	-0,0007	0,982 ***	-0,161 *	0,109	-0,087	86%	0,015
Bélgica	202	-0,0009	0,865 ***	-0,063	-0,269 **	-1,563 **	87%	0,003
Espanha	83	-0,0016	0,950 ***	-0,131 *	0,016	0,602	87%	0,061
França	318	-0,0013	0,869 ***	-0,147 *	0,091	1,513 ***	83%	0,001
Itália	95	-0,0021 **	0,874 ***	-0,085	0,039	-0,226	92%	0,032
Reino Unido	507	-0,0009	0,918 ***	0,042	0,244 ***	-0,022	87%	0,006
Suécia	68	-0,0015	1,094 ***	0,056	0,259 **	-0,240	89%	0,048
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0013	0,936 ***	-0,070	0,070	-0,003	93%	0,110
Painel B - Fundos sobreviventes								
Alemanha	175	-0,0004	0,979 ***	-0,159 *	0,104	-0,093	85%	0,012
Bélgica	184	-0,0011	0,882 ***	-0,050	-0,273 **	-1,718 **	86%	0,002
Espanha	53	-0,0009	0,968 ***	-0,150 *	0,020	0,386	82%	0,065
França	252	-0,0011	0,874 ***	-0,151 *	0,072	1,466 ***	84%	0,003
Itália	45	-0,0015	0,880 ***	-0,106 **	0,029	-0,226	90%	0,026
Reino Unido	433	-0,0008	0,926 ***	0,045	0,248 ***	-0,038	87%	0,005
Suécia	59	-0,0013	1,089 ***	0,058	0,256 **	-0,232	88%	0,050
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0010	0,942 ***	-0,073	0,065	-0,065	92%	0,108
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,007 ***	0,003	0,005	0,062 **		

O fraco desempenho dos fundos, assim como o ligeiro aumento (ou mesmo nulo) do mesmo e do poder explicativo da regressão aquando da passagem da medida de Jensen (1968) do contexto não condicional para o condicional é consistente com os resultados documentados por outros autores, embora para períodos diferentes e amostras diferentes. É o caso: de Blake e Timmermann (1998) para fundos de ações do Reino Unido; de Christopherson, Ferson e Glassman (1998) para fundos de pensões dos Estados Unidos da América; de Deaves (2004) para fundos de ações canadianos; de Bauer, Koedijk e Otten (2005) para fundos de ações convencionais e socialmente responsáveis da Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos da América; e, de Cortez, Silva e Areal (2009) para fundos socialmente responsáveis europeus.

Relativamente à existência de *survivorship bias*, este é, como acontece na tabela 4.19, igualmente observado dentro do contexto condicional. De facto, os fundos sobreviventes evidenciam uma rendibilidade superior ao conjunto dos sobreviventes e extintos em 0,24% ao ano na amostra total, sendo este valor igualmente significativo estatisticamente a 1%. Consistente com estes resultados, o desempenho dos fundos extintos (anexo 4.14) é negativo e estatisticamente significativo a 1%¹³⁸.

A avaliação do desempenho global é de seguida efetuada mediante a aplicação do modelo de Carhart (1997) (equação 3.13), sendo os seus resultados mostrados na tabela 4.21. Além da análise, *per si*, dos resultados obtidos com este modelo multifator, importa compará-los com os obtidos na tabela 4.19, ou seja, com o modelo de apenas um fator (equação 3.12). Assim, pode comparar-se, nomeadamente, o desempenho dos fundos e o poder explicativo do modelo de Carhart (1997) face ao modelo com apenas o fator de mercado. Adicionalmente, a aplicação deste modelo permitirá analisar o estilo de investimento dos fundos/gestores.

O painel A mostra que, globalmente, os 1485 fundos da amostra evidenciam um desempenho negativo de -1,92% ao ano, sendo o mesmo estatisticamente significativo a 5%. Os países que mais contribuem para este resultado são a Itália, a Espanha e a França, os quais obtêm um desempenho negativo e estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10%, respetivamente. Este facto é também observado nas estimativas individuais dos fundos (anexo 4.15). De facto,

¹³⁸ Note-se que, os resultados obtidos, através da medida de Jensen (1968), para os fundos extintos, são muito semelhantes quer num contexto não condicional (anexo 4.12) quer num contexto condicional (anexo 4.14).

estes três países são os que apresentam uma maior percentagem de fundos com valores negativos de α_c e estatisticamente significativos.

Tabela 4.21. Modelo de Carhart não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos								
Alemanha	212	-0,0012	0,985 ***	0,173 ***	-0,067	0,040 *	89%	0,000
Bélgica	202	-0,0006	0,835 ***	0,017	-0,177 ***	0,040	88%	0,000
Espanha	83	-0,0021 **	0,980 ***	0,079	0,021	0,026	87%	0,141
França	318	-0,0022 *	0,899 ***	0,226 ***	0,056 *	0,010	85%	0,000
Itália	95	-0,0022 ***	0,866 ***	0,113 ***	-0,063 ***	0,022 ***	94%	0,000
Reino Unido	507	-0,0014	0,913 ***	0,169 ***	0,049	0,031	89%	0,000
Suécia	68	-0,0013	1,060 ***	0,101 **	-0,041	-0,008	89%	0,059
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0016 **	0,934 ***	0,125 ***	-0,032	0,023 *	94%	0,000
Painel B - Fundos sobreviventes								
Alemanha	175	-0,0009	0,984 ***	0,190 ***	-0,064	0,050 **	89%	0,000
Bélgica	184	-0,0008	0,847 ***	0,029	-0,191 ***	0,045 *	88%	0,000
Espanha	53	-0,0016	0,997 ***	0,093	0,032	0,029	82%	0,097
França	252	-0,0020 *	0,907 ***	0,221 ***	0,055 *	0,016	86%	0,000
Itália	45	-0,0017 *	0,871 ***	0,121 ***	-0,066 ***	0,016	91%	0,000
Reino Unido	433	-0,0013	0,919 ***	0,172 ***	0,048	0,030	89%	0,000
Suécia	59	-0,0011	1,056 ***	0,102 **	-0,041	-0,007	89%	0,046
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0013 *	0,940 ***	0,133 ***	-0,032	0,025 *	94%	0,000
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,006 ***	-0,007 ***	0,001	-0,003		

A comparação do desempenho obtido (α_c) com a aplicação do modelo de Carhart (1997) e com a medida de Jensen (1968) mostra que o primeiro conduz a um aumento da significância estatística do desempenho face ao segundo. Tal acontece tanto na amostra total como em termos dos países. Refira-se que uma ilação que resultou da aplicação na medida de Jensen (1968), ou seja, que os países com uma indústria mais desenvolvida, nomeadamente o Reino Unido, evidenciariam um melhor desempenho (ou menos negativo), tal parece deixar de se verificar no âmbito da aplicação do modelo de Carhart (1997). De facto, este país apresenta o quarto pior desempenho em termos do valor de α_c . A Bélgica será, com o modelo de Carhart (1997), o país com o desempenho menos negativo.

O aumento da capacidade explicativa do modelo de Carhart (1997) face à medida de Jensen (1968) parece ficar claro através da subida generalizada do valor do coeficiente de determinação ajustado. Quanto à amostra total, este indicador sobe de 93% com a medida de Jensen (1968) para 94% com o modelo de Carhart (1997). Este resultado é consistente, nomeadamente, com o obtido por Otten e Bams (2004) para o mercado americano. Estes autores verificam que após a aplicação de vários modelos, entre eles a medida de Jensen (1968), o modelo de Carhart (1997) é o que melhor explica a rendibilidade dos fundos.

Conforme referido acima e no capítulo 3 (secção 3.4.1), o modelo de Carhart (1997) pode ser interpretado como um modelo de atribuição de desempenho, permitindo identificar o estilo de investimento dos fundos/gestores. Assim, mediante a interpretação do valor dos coeficientes dos quatro fatores ($\beta_{c,m}$, $\beta_{c,SMB}$, $\beta_{c,HML}$ e $\beta_{c,MOM}$) do painel A da tabela 4.21, pode analisar-se a rendibilidade das carteiras atribuída a cada uma das quatro estratégias. A amostra total evidencia que, além de uma elevada exposição ao mercado ($\beta_{c,m}$ positivo e estatisticamente significativo a 1%), os fundos estão mais expostos às rendibilidades das ações de pequena capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB}$ positivo e estatisticamente significativo a 1%). Adicionalmente, a amostra total exhibe também uma tendência dos gestores para seguirem uma estratégia de *momentum* ($\beta_{c,MOM}$ positivo e estatisticamente significativo a 10%), conforme definida por Jegadeesh e Titman (1993), ou seja, investindo em ações com maior rendibilidade no último ano. Dado o desempenho negativo observado para os fundos, parece que estas estratégias não serão, contudo, as mais adequadas!

Note-se que a inclusão dos três fatores adicionais ao mercado mostra-se significativa na explicação da rendibilidade dos fundos (veja-se, com exceção da Espanha, os valores reduzidos do teste de *Wald*), o que contribuirá para o aumento do coeficiente de determinação ajustado no âmbito do modelo de Carhart (1997), como acima referido.

A diferença de resultados do painel B face ao painel A reflete, como já identificado com a aplicação da medida de Jensen (1968), evidência de *survivorship bias* nos dados. De facto, quando são retirados os fundos extintos da amostra há um aumento do desempenho (embora este continue negativo), que se traduz numa redução da significância estatística de 5% para 10% na amostra total. O anexo 4.16 confirma estes resultados, com os fundos extintos a revelarem um desempenho substancialmente mais baixo que os fundos sobreviventes¹³⁹, aliás como também já verificado através da medida de Jensen (1968).

A tabela 4.22 apresenta, agora, os resultados da inclusão das variáveis de informação pública no modelo de Carhart (1997), provenientes da aplicação da equação 3.18.

O painel A parece mostrar que haverá alguma evidência de variação temporal dos *betas* ao longo do tempo, dado que, excetuando a Suécia, todos os restantes países e a amostra total rejeitam a hipótese de que os coeficientes das três variáveis de informação pública sejam conjuntamente iguais a zero (teste de *Wald 2*), com um nível de significância de 5%. Desta forma, relativamente à amostra total, e contrariamente aos resultados dos testes de *Wald* com a aplicação da medida de Jensen (1968), a inclusão de informação pública no modelo de Carhart (1997) conduzirá a maior evidência de que os gestores usam as variáveis de informação pública para ajustarem as carteiras dos fundos.

¹³⁹ Na amostra total, enquanto os fundos sobreviventes obtêm uma rendibilidade em excesso, face à indicada pelo modelo de Carhart (1997) para a estratégia seguida, de -1,56% ao ano (painel B da tabela 4.21), os fundos extintos obtêm uma rendibilidade de -3,12% ao ano (anexo 4.16), ou seja, o dobro da rendibilidade negativa dos primeiros. O cálculo da significância estatística desta diferença de rendibilidades entre os dois grupos de fundos mostra, conforme já verificado no âmbito da medida de Jensen (1968), que a mesma é estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 4.22. Modelo de Carhart condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos													
Alemanha	212	-0,0010	0,964 ***	0,158 ***	-0,083 *	0,067 ***	-0,155 *	0,146 *	0,952 *	90%	0,000	0,001	0,000
Bélgica	202	-0,0004	0,824 ***	0,026	-0,177 ***	0,019	-0,049	-0,262 ***	-0,383	89%	0,000	0,025	0,000
Espanha	83	-0,0019 *	0,957 ***	0,065	-0,001	0,048 **	-0,127 *	0,050	1,030 **	88%	0,016	0,005	0,004
França	318	-0,0020 *	0,865 ***	0,201 ***	0,018	0,046 **	-0,157 **	0,107	1,747 ***	86%	0,000	0,000	0,000
Itália	95	-0,0022 ***	0,855 ***	0,106 ***	-0,071 ***	0,035 ***	-0,082 *	0,054	0,460	94%	0,000	0,030	0,000
Reino Unido	507	-0,0016 *	0,928 ***	0,166 ***	0,059	0,047 **	0,033	0,267 ***	0,007	89%	0,000	0,001	0,000
Suécia	68	-0,0015	1,077 ***	0,099 **	-0,030	0,005	0,050	0,250 **	-0,067	89%	0,087	0,126	0,008
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0015 **	0,924 ***	0,117 ***	-0,041	0,038 ***	-0,069	0,087	0,535 *	94%	0,000	0,026	0,000
Painel B - Fundos sobreviventes													
Alemanha	175	-0,0008	0,963 ***	0,174 ***	-0,082 *	0,079 ***	-0,151 *	0,150 *	1,043 **	89%	0,000	0,001	0,000
Bélgica	184	-0,0006	0,838 ***	0,038	-0,190 ***	0,023	-0,035	-0,264 ***	-0,435	89%	0,000	0,030	0,000
Espanha	53	-0,0014	0,977 ***	0,083	0,019	0,046 *	-0,148 *	0,052	0,677	82%	0,020	0,030	0,005
França	252	-0,0018 *	0,872 ***	0,197 ***	0,017	0,052 ***	-0,159 *	0,093	1,768 ***	87%	0,000	0,001	0,000
Itália	45	-0,0016	0,857 ***	0,116 ***	-0,073 ***	0,026 **	-0,106 **	0,035	0,384	92%	0,000	0,027	0,000
Reino Unido	433	-0,0016	0,935 ***	0,169 ***	0,058	0,046 **	0,035	0,270 ***	-0,017	89%	0,000	0,000	0,000
Suécia	59	-0,0014	1,072 ***	0,100 **	-0,031	0,007	0,052	0,248 **	-0,042	89%	0,070	0,128	0,007
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0013 *	0,931 ***	0,125 ***	-0,040	0,040 ***	-0,073	0,083	0,483	94%	0,000	0,033	0,000
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,006 ***	-0,008 ***	-0,001	-0,002	0,004	0,004	0,052				

Ao nível do desempenho, os resultados da versão condicional do modelo de Carhart (1997) não são substancialmente diferentes dos da versão não condicional. Assim, com desempenho negativo e estatisticamente significativo, mantêm-se a Itália, a Espanha e a França. Contudo, junta-se agora também a este grupo o Reino Unido, com um valor de α_c negativo e estatisticamente significativo a 10%. Este último resultado vem reforçar (e parece eliminar) a ilação de que os mercados mais desenvolvidos podem apresentar desempenho menos negativo. No anexo 4.17, as estimativas de desempenho dos fundos a nível individual do Reino Unido confirmam a evidência de desempenho mais fraco no contexto condicional do modelo de Carhart (1997) face ao não condicional (anexo 4.15). De facto, no contexto condicional, a percentagem de fundos deste país com estimativas positivas e estatisticamente significativas reduz-se, aumentando a percentagem de fundos com estimativas negativas e estatisticamente significativas.

O poder explicativo do modelo de Carhart (1997) condicional mantém-se globalmente semelhante ao da versão não condicional, verificando-se apenas algum aumento do coeficiente de determinação ajustado nalguns países dentro do contexto condicional¹⁴⁰. Estes resultados são, assim, consistentes com os verificados por Bauer, Koedijk e Otten (2005) para o mesmo modelo, os quais, como já referido, estudam os fundos de ações convencionais e socialmente responsáveis da Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos da América.

A comparação dos resultados do painel B com os do painel A da tabela 4.22, e de forma semelhante à tabela 4.21, evidencia a existência de *survivorship bias* nos dados da amostra. O anexo 4.18 permite ainda ilustrar este enviesamento, que está patente no facto de o desempenho dos fundos extintos ser substancialmente mais baixo que o dos fundos sobreviventes.

Após a análise do desempenho global dos fundos, são apresentados, de seguida, os resultados da aplicação dos modelos que permitem identificar a contribuição das capacidades de seletividade e *timing* dos gestores para o desempenho global. Desta forma, será então possível analisar a capacidade dos gestores em selecionarem títulos sub ou sobreavaliados (seletividade) e a capacidade dos mesmos em preverem a evolução do mercado (*timing*).

¹⁴⁰ Alemanha, Bélgica, Espanha e França.

Na tabela 4.23 são apresentadas as estimativas das capacidades de seletividade (α_c) e *timing* (β_{2c}) obtidas através do modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.14).

Tabela 4.23. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R ² Ajust.
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos					
Alemanha	212	0,0008	0,970 ***	-0,812 ***	86%
Bélgica	202	-0,0012	0,850 ***	0,142	85%
Espanha	83	-0,0008	0,959 ***	-0,477	87%
França	318	0,0002	0,883 ***	-0,852 *	83%
Itália	95	-0,0018 *	0,873 ***	-0,159	92%
Reino Unido	507	0,0005	0,891 ***	-0,600	87%
Suécia	68	-0,0011	1,078 ***	-0,097	88%
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0005	0,929 ***	-0,408 **	93%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,85$					
Painel B - Fundos sobreviventes					
Alemanha	175	0,0012	0,965 ***	-0,857 ***	86%
Bélgica	184	-0,0015	0,865 ***	0,195	85%
Espanha	53	-0,0001	0,974 ***	-0,498	82%
França	252	0,0004	0,888 ***	-0,844 *	83%
Itália	45	-0,0014	0,883 ***	-0,106	89%
Reino Unido	433	0,0006	0,897 ***	-0,635 *	87%
Suécia	59	-0,0010	1,073 ***	-0,097	88%
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0003	0,935 ***	-0,406 **	92%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,95$					
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,006 **	-0,002	

O painel A da tabela anterior apresenta, relativamente à amostra total, um desempenho neutro dos gestores quanto à capacidade de selecionarem títulos para as suas carteiras e, um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5% na capacidade de preverem as oscilações futuras do mercado. Este último resultado indica que os gestores parecem adotar uma estratégia contrária àquela que seria racionalmente aconselhável, ou seja, diminuem (aumentam) o risco das carteiras quando se prevê uma subida (descida) do mercado¹⁴¹. Face a estes resultados, parece que poderá ser, essencialmente, esta estratégia dos gestores que conduz ao fraco desempenho global que tem sido observado. Segundo Middleton e Prather (2003), e como descrito no capítulo 2, uma possível explicação para a existência deste *timing* negativo pode residir no aumento, por parte dos investidores, dos fluxos monetários para os fundos em fases de subida do mercado. Se estes fluxos não forem rapidamente investidos pelos gestores, podem provocar uma diminuição do risco sistemático dos fundos, levando ao *timing* negativo.

Em termos do desempenho individual de cada país, os fundos italianos são os que demonstram mais dificuldade em selecionarem devidamente os títulos para as suas carteiras. Na realidade são os únicos que apresentam um desempenho de seletividade negativo e estatisticamente significativo (embora apenas a 10%). Os fundos alemães são os que melhor desempenho mostram nesta componente, sendo o mesmo positivo, embora não significativo estatisticamente. Contudo, são também estes fundos que demonstram maior dificuldade em preverem a evolução do mercado, evidenciando um desempenho de *timing* negativo e estatisticamente significativo a 1%, sendo acompanhados pelos fundos franceses, embora estes apresentem um valor negativo e estatisticamente significativo apenas a 10%. Estes resultados mostram-se consistentes com os obtidos a nível individual dos fundos em cada país, como se pode observar no anexo 4.19. A Itália apresenta a maior percentagem de fundos com desempenho de seletividade negativo e estatisticamente significativo e, a Alemanha, França e Reino Unido a maior percentagem de fundos com desempenho positivo e estatisticamente significativo. Em termos de capacidade de *timing*, os fundos da Alemanha e da França apresentam a maior percentagem de fundos com coeficientes de *timing* negativos e estatisticamente significativos.

¹⁴¹ Este fenómeno é também conhecido como “*perverse timing*”.

Um resultado de certa forma curioso é o facto do coeficiente de correlação entre as duas componentes do desempenho ser negativo, com um valor de -0,85. Assim, parece que os gestores que obtêm algum desempenho positivo em seletividade demonstram das piores capacidades de *timing*. Este aspeto é bem ilustrado pelos resultados obtidos pelos fundos alemães, como descrito acima.

Como descrito no capítulo 2, a ausência de capacidades de seletividade e, principalmente, de *timing* são frequentes na literatura. Também, embora em menor grau, vários trabalhos identificam a existência de *timing* negativo, assim como de correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho. Os estudos que mais se afastam destes resultados são os de Lee e Rahman (1990) sobre fundos americanos e o de Imisiker e Ozlale (2008) sobre fundos turcos, os quais aplicam o modelo de Pfleiderer e Bhattacharya (1983)¹⁴². Também Bello e Janjigian (1997), ao incluírem três *benchmarks* no modelo de Treynor e Mazuy (1966), no seu estudo sobre fundos dos Estados Unidos da América, identificam capacidades positivas de seletividade e *timing* dos gestores.

A comparação dos resultados do painel B com os do painel A da tabela 4.23 continua, como tem vindo a ser observado nos modelos anteriores, a reforçar a evidência de *survivorship bias*. O anexo 4.20 mostra que o desempenho global negativo dos fundos extintos provém, em grande parte, da sua deficiente capacidade de preverem a evolução do mercado e ajustarem as carteiras em conformidade. Note-se que o β_{2c} é, para a amostra total, negativo e estatisticamente significativo a 1%, enquanto o α_c , embora sendo também negativo, não tem um valor estatisticamente significativo. Repare-se ainda que os fundos extintos não evidenciam correlação negativa entre seletividade e *timing*, conduzindo a que esta correlação negativa seja superior quando estes fundos são retirados da amostra. Este facto pode ser observado através da comparação do valor do coeficiente de correlação no painel A (-0,85) face ao seu valor no painel B (-0,95).

Os resultados da inclusão da informação pública no modelo de Treynor e Mazuy (1966), conforme a equação 3.19, são apresentados na tabela 4.24.

¹⁴² Note-se que, como referido no capítulo 2, no âmbito deste modelo o *timing* é forçado a ser não negativo.

Tabela 4.24. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,f,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos									
Alemanha	212	0,0007	0,967 ***	-0,719 ***	-0,079	0,152 *	-0,019	87%	0,109
Bélgica	202	-0,0014	0,871 ***	0,283	-0,095	-0,286 ***	-1,590 **	87%	0,000
Espanha	83	-0,0008	0,942 ***	-0,378	-0,088	0,038	0,638	87%	0,166
França	318	0,0002	0,851 ***	-0,807 ***	-0,055	0,139 *	1,590 ***	83%	0,004
Itália	95	-0,0019 **	0,873 ***	-0,063	-0,078	0,043	-0,220	92%	0,075
Reino Unido	507	0,0006	0,902 ***	-0,765 **	0,129	0,290 ***	0,051	87%	0,002
Suécia	68	-0,0011	1,089 ***	-0,196	0,078	0,271 **	-0,221	89%	0,054
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0005	0,928 ***	-0,378 **	-0,027	0,092	0,033	93%	0,293
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,89$									
Painel B - Fundos sobreviventes									
Alemanha	175	0,0011	0,962 ***	-0,775 ***	-0,070	0,151 *	-0,019	86%	0,114
Bélgica	184	-0,0017	0,889 ***	0,328	-0,088	-0,292 ***	-1,749 **	86%	0,000
Espanha	53	-0,0002	0,960 ***	-0,374	-0,107	0,043	0,422	82%	0,229
França	252	0,0004	0,857 ***	-0,790 ***	-0,061	0,119	1,542 ***	84%	0,006
Itália	45	-0,0016	0,881 ***	0,029	-0,110 *	0,027	-0,229	90%	0,046
Reino Unido	433	0,0007	0,908 ***	-0,809 **	0,137	0,297 ***	0,039	88%	0,001
Suécia	59	-0,0009	1,084 ***	-0,198	0,081	0,268 **	-0,213	88%	0,057
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0003	0,934 ***	-0,370 **	-0,031	0,087	-0,030	92%	0,301
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,97$									
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 ***	-0,007 ***	-0,008	0,004	0,005	0,062 **		

O painel A da tabela anterior evidencia alguma variação dos *betas* ao longo do tempo, embora tal pareça não acontecer na Alemanha, na Espanha e também quando se analisa a amostra total. Nos restantes países, a um nível de significância de 10%, o teste de *Wald* indica rejeição da hipótese nula de que os coeficientes das três variáveis de informação pública sejam iguais a zero.

Os resultados do painel A, a nível das capacidades de seletividade e *timing* e da correlação entre ambas, assim como do poder explicativo do modelo condicional, indicam que os mesmos são semelhantes aos obtidos com o modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional. Na realidade, apenas se pode identificar um ligeiro aumento da significância estatística dos coeficientes α_c e β_{2c} quando é introduzida a condicionalidade. Também ao nível dos resultados das estimativas individuais dos fundos existe semelhança entre as duas versões, como é visível através da comparação dos anexos 4.19 e 4.21.

A semelhança dos resultados entre as versões não condicional e condicional do modelo de Treynor e Mazuy (1966) voltam a ser observadas quando apenas são analisados os fundos sobreviventes (painel B), verificando-se, como no painel A, um ligeiro aumento da significância estatística das duas componentes do desempenho. Este ligeiro aumento da significância estatística é ainda observado ao nível dos fundos extintos (ver anexos 4.20 e 4.22), mas neste caso apenas quando à capacidade de seletividade. Neste contexto, seria de esperar que o efeito do *survivorship bias* voltasse a ser observado com a aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) condicional, como de facto acontece!

Refira-se ainda que a semelhança de resultados entre as versões não condicional e condicional do modelo de Treynor e Mazuy (1966) é também observada, nomeadamente, por Middleton e Prather (2003) para fundos dos Estados Unidos da América.

A tabela 4.25 apresenta agora os resultados obtidos com a expansão do modelo de Treynor e Mazuy (1966) ao contexto do modelo de Carhart (1997), ou seja, resultantes da aplicação da equação 3.15.

Tabela 4.25. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos									
Alemanha	212	0,0003	0,958 ***	-0,660 **	0,169 ***	-0,075 *	0,030	89%	0,000
Bélgica	202	-0,0010	0,843 ***	0,214	0,019	-0,174 ***	0,043 *	88%	0,000
Espanha	83	-0,0013	0,966 ***	-0,366	0,077	0,017	0,021	87%	0,198
França	318	-0,0006	0,870 ***	-0,720 *	0,221 ***	0,047	-0,001	85%	0,000
Itália	95	-0,0021 **	0,864 ***	-0,059	0,113 ***	-0,064 ***	0,022 **	94%	0,000
Reino Unido	507	-0,0005	0,897 ***	-0,419	0,167 ***	0,044	0,025	89%	0,000
Suécia	68	-0,0011	1,056 ***	-0,091	0,100 **	-0,042	-0,009	89%	0,060
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0009	0,922 ***	-0,300	0,124 ***	-0,035	0,019	94%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,64$									
Painel B - Fundos sobreviventes									
Alemanha	175	0,0006	0,958 ***	-0,666 **	0,185 ***	-0,072 *	0,040	89%	0,000
Bélgica	184	-0,0014	0,858 ***	0,287	0,031	-0,187 ***	0,049 *	88%	0,000
Espanha	53	-0,0008	0,983 ***	-0,367	0,090	0,028	0,024	82%	0,144
França	252	-0,0005	0,879 ***	-0,693	0,217 ***	0,047	0,006	86%	0,000
Itália	45	-0,0016	0,870 ***	-0,023	0,121 ***	-0,066 ***	0,015	91%	0,000
Reino Unido	433	-0,0003	0,901 ***	-0,457	0,169 ***	0,042	0,024	89%	0,000
Suécia	59	-0,0010	1,052 ***	-0,085	0,101 **	-0,042	-0,008	89%	0,047
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0007	0,929 ***	-0,286	0,131 ***	-0,036	0,021	94%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,84$									
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 **	-0,007 ***	-0,014	-0,007 ***	0,001	-0,003 **		

Em termos globais, o desempenho nas componentes de seletividade e *timing* dos fundos sobreviventes e extintos (painel A) não se mostra substancialmente diferente do obtido sem a inclusão dos fatores adicionais do modelo de Carhart (1997) no de Treynor e Mazuy (1966) (tabela 4.23, painel A). Os fundos italianos continuam a revelar-se como os que maior dificuldade têm em selecionar títulos sub ou sobreavaliados para as suas carteiras (α_c negativo e estatisticamente significativo a 5%). A Alemanha continua ainda a ser o país com melhor desempenho dos fundos em termos de seletividade (α_c positivo, embora não significativo estatisticamente), mas também o país com desempenho de *timing* mais fraco (β_{2c} negativo e estatisticamente significativo a 5%). Nesta componente de *timing*, são os fundos belgas os que demonstram maior capacidade de prever a evolução do mercado (β_{2c} positivo, embora não estatisticamente significativo). Estes resultados mantêm-se consistentes com os obtidos a nível individual dos fundos (anexo 4.23)¹⁴³.

As diferenças mais visíveis nos resultados do painel A da tabela 4.25 face aos do painel A da tabela 4.23 são, por um lado, um ligeiro aumento da significância estatística de seletividade (a Itália passa de um α_c negativo e estatisticamente significativo a 10% para 5%) e uma diminuição da significância estatística de *timing* (a amostra total passa de um β_{2c} negativo e estatisticamente significativo a 5% para não significativo). Por outro, observa-se uma diminuição da correlação negativa entre seletividade e *timing* (passa de -0,85 para -0,64) e um aumento do poder explicativo aquando da inclusão do modelo de Carhart (1997) (passa, na amostra total, de 93% para 94%)¹⁴⁴.

Em termos das estratégias dos gestores, e conforme já identificado anteriormente com a aplicação do modelo de Carhart (ver tabelas 4.21 e 4.22), os fundos evidenciam uma maior

¹⁴³ Neste anexo é possível observar que os fundos italianos, sendo os que obtêm pior desempenho na componente de seletividade (24% dos fundos têm α_c negativos e estatisticamente significativos a 1%), são dos que melhores resultados apresentam em termos de *timing* (com 3% e 4% dos fundos com β_{2c} positivos e estatisticamente significativos a 5% e 1%, respetivamente), juntamente com os fundos belgas e espanhóis. Este facto ilustra a correlação negativa verificada entre seletividade e *timing*.

¹⁴⁴ O aumento do poder explicativo do modelo de Carhart (1997), assim como do aumento da significância estatística do desempenho global, haviam já sido identificados aquando da passagem da medida de Jensen (1968) para o modelo de Carhart (1997), tanto fora como dentro do contexto condicional.

exposição às rendibilidades das ações de pequena capitalização bolsista face às das empresas de grande capitalização¹⁴⁵, sendo a mesma significativa a 1%.

O melhor desempenho (ou preferível, o menos negativo) dos fundos sobreviventes (painel B) face ao conjunto dos fundos sobreviventes e extintos (painel A), volta a reforçar a evidência de *survivorship bias*. O anexo 4.24 também salienta este enviesamento. Assim, é possível verificar que, na amostra total, os fundos extintos mostram capacidades de seletividade e *timing* negativas e estatisticamente significativas a 5%, ao invés dos fundos sobreviventes, que apresentam um desempenho neutro (ausência de significância estatística) em ambas as componentes.

Na tabela 4.26 são apresentados os resultados obtidos com o último modelo definido para a avaliação do desempenho, decorrentes da aplicação da equação 3.20, a qual incorpora no modelo de Treynor e Mazuy (1966) os fatores do modelo de Carhart (1997) no contexto condicional.

À semelhança do observado em situações anteriores, também a introdução da condicionalidade no modelo de Treynor e Mazuy (1966) juntamente com o de Carhart (1997) parece não alterar substancialmente os resultados globais.

A inclusão da informação pública neste modelo contínua, contudo, a revelar que os gestores utilizam conjuntamente as três variáveis de informação nas suas decisões¹⁴⁶. O painel A mostra que o *dividend yield* será dos mais relevantes, com a amostra total a apresentar este coeficiente positivo e estatisticamente significativo a 10%. Os fundos franceses são os que demonstram a maior sensibilidade a este indicador, com um coeficiente positivo e estatisticamente significativo a 1%.

¹⁴⁵ A tendência dos gestores investirem em ações com maior rendibilidade no último ano verificada com a aplicação apenas do modelo de Carhart (1997), tanto não condicional como condicional, deixa agora de se verificar com a inclusão deste modelo no de Treynor e Mazuy (1966), pelo menos em termos de significância estatística na amostra total, a qual deixa de existir.

¹⁴⁶ No painel A da tabela 4.26, o teste de *Wald 2* indica a rejeição da hipótese nula de que os coeficientes das três variáveis sejam iguais a zero a 10% para a amostra total e, pelo menos, a 5% para cada um dos países, exceto para a Suécia.

Tabela 4.26. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para o período global – Fundos sobreviventes e extintos e fundos sobreviventes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e para os fundos sobreviventes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos sobreviventes e extintos e a carteira de fundos sobreviventes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R^2 Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos sobreviventes e extintos														
Alemanha	212	-0,0001	0,951 ***	-0,471 *	0,155 ***	-0,089 **	0,061 **	-0,102	0,169 **	0,968 *	90%	0,000	0,007	0,000
Bélgica	202	-0,0009	0,832 ***	0,264	0,027	-0,173 ***	0,023	-0,078	-0,274 ***	-0,392	89%	0,000	0,015	0,000
Espanha	83	-0,0015	0,951 ***	-0,193	0,063	-0,003	0,045 **	-0,105	0,059	1,036 **	88%	0,015	0,015	0,009
França	318	-0,0009	0,850 ***	-0,532 *	0,198 ***	0,012	0,038 *	-0,097	0,132	1,765 ***	86%	0,000	0,002	0,000
Itália	95	-0,0023 ***	0,857 ***	0,085	0,107 ***	-0,070 ***	0,036 ***	-0,092 **	0,050	0,457	94%	0,000	0,046	0,000
Reino Unido	507	-0,0006	0,914 ***	-0,484	0,163 ***	0,053	0,040 *	0,088	0,290 ***	0,024	89%	0,000	0,003	0,000
Suécia	68	-0,0013	1,073 ***	-0,133	0,098 **	-0,032	0,003	0,065	0,256 **	-0,063	89%	0,090	0,134	0,007
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0011	0,918 ***	-0,209	0,116 ***	-0,043	0,035 **	-0,046	0,097	0,542 *	94%	0,000	0,073	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,57$														
Painel B - Fundos sobreviventes														
Alemanha	175	0,0002	0,949 ***	-0,481 *	0,171 ***	-0,089 *	0,072 **	-0,097	0,173 **	1,060 **	89%	0,000	0,004	0,000
Bélgica	184	-0,0013	0,847 ***	0,326	0,041	-0,185 ***	0,028	-0,072	-0,279 ***	-0,446	89%	0,000	0,015	0,000
Espanha	53	-0,0011	0,972 ***	-0,164	0,082	0,017	0,044 *	-0,130	0,060	0,683	82%	0,020	0,073	0,020
França	252	-0,0008	0,858 ***	-0,499	0,193 ***	0,010	0,045 **	-0,103	0,117	1,785 ***	87%	0,000	0,002	0,000
Itália	45	-0,0019 *	0,862 ***	0,161	0,117 ***	-0,071 ***	0,029 **	-0,124 **	0,027	0,379	92%	0,000	0,039	0,000
Reino Unido	433	-0,0005	0,920 ***	-0,532	0,165 ***	0,052	0,038	0,095	0,295 ***	0,002	89%	0,000	0,002	0,000
Suécia	59	-0,0011	1,068 ***	-0,130	0,099 **	-0,032	0,005	0,067	0,254 **	-0,037	89%	0,073	0,135	0,005
AMOSTRA TOTAL	1201	-0,0009	0,925 ***	-0,188	0,124 ***	-0,043	0,037 **	-0,052	0,092	0,489	94%	0,000	0,088	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,79$														
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		-0,0002 **	-0,007 ***	-0,021	-0,008 ***	-0,001	-0,002	0,006	0,005	0,053				

O fraco desempenho dos gestores tanto a nível da capacidade de seletividade como de *timing* mantém-se semelhante ao obtido com o modelo não condicional, tanto em termos agregados por país (tabela 4.26, painel A), como a nível individual dos fundos (anexo 4.25)¹⁴⁷. O mesmo acontece com a capacidade do modelo em explicar a rendibilidade dos fundos, a qual se situa em 94%. Já a correlação entre as duas componentes do desempenho sofre uma diminuição no contexto condicional, passando de -0,64 para -0,57.

Também o atual modelo continua a mostrar que os gestores expõem mais as suas carteiras às ações de pequena capitalização bolsista do que às de grande capitalização. A tabela anterior mostra, à semelhança do verificado nas tabelas 4.21 e 4.22, com o uso apenas do modelo de Carhart (1997) não condicional e condicional, que haverá igualmente alguma sensibilidade das carteiras dos fundos às ações com maiores rendibilidades no último ano.

A diferença de rendibilidade obtida, na amostra total, entre os fundos sobreviventes e extintos (painel A) e apenas os fundos sobreviventes (painel B) continua a manter-se em -0,24% ao ano¹⁴⁸, sendo este valor estatisticamente significativo a 5%. A evidência de *survivorship bias* pode ser reforçada pela observação, no anexo 4.26, do fraco desempenho evidenciado pelos fundos extintos, principalmente no que se refere à capacidade de seletividade.

Após a aplicação dos vários modelos aos dois primeiros cenários em análise, alguns resultados surgem como mais evidentes. Assim, o desempenho global dos fundos da União Europeia será neutro a negativo. O desempenho dos fundos extintos será substancialmente inferior ao dos fundos sobreviventes, havendo evidência de *survivorship bias*. O país com desempenho menos negativo será a Bélgica, conseguido com alguma capacidade de previsão da evolução dos movimentos do mercado (*timing*), embora não estatisticamente significativo. O país com pior desempenho será a Itália, o qual parece advir, essencialmente, da deficiente capacidade de seletividade dos gestores.

Existem sinais de especialização dos gestores em seletividade ou *timing*. A Alemanha é o país onde tal é mais evidente, com os gestores a demonstrarem alguma capacidade de seletividade

¹⁴⁷ O fraco desempenho dos gestores em seletividade e *timing* é, também, observado por Prather e Middleton (2006), com a utilização do modelo de Treynor e Mazuy (1966) expandido no âmbito do modelo de Carhart (1997) e no contexto condicional, no seu estudo sobre fundos dos Estados Unidos da América.

¹⁴⁸ Note-se que este valor mantém-se em todos os modelos usados.

(embora não significativa) e uma capacidade de *timing* negativa. Existe também evidência da relevância das variáveis de informação pública nas estratégias dos gestores, pelo menos a nível de cada um dos países, principalmente, a estrutura temporal das taxas de juro (mais usada pelos fundos da Bélgica e do Reino Unido) e o *dividend yield* (mais usada pelos fundos da França).

A análise das estratégias adotadas pelos gestores dos fundos da União Europeia aponta para o investimento preferencial em ações de menor capitalização bolsista, assim como para alguma tendência dos gestores em constituírem as suas carteiras com ações que apresentam rendibilidades superiores no passado recente. Note-se que a Bélgica, sendo o país que evidencia desempenho menos negativo, é o que menor sensibilidade demonstra a estas estratégias, principalmente às ações de menor capitalização bolsista. A Itália, sendo o país que indicia pior desempenho, é o que mostra uma maior preferência na aquisição de ações com maiores rendibilidades no passado recente.

Em termos dos resultados gerais obtidos pelos vários modelos, conclui-se que a introdução da condicionalidade não afeta o poder explicativo dos mesmos nem o desempenho demonstrado pelos gestores. Já a utilização do modelo multifator de Carhart (1997) melhora o poder explicativo dos modelos, assim como aumenta a significância estatística do desempenho global e diminui a significância estatística de *timing*. É possível identificar, ainda, um ligeiro aumento da significância estatística de seletividade aquando da introdução deste modelo. Desta forma, e dado que tanto o desempenho global, como as capacidades de seletividade e *timing* são negativas, a utilização do modelo de Carhart (1997) conduz a um pior desempenho global e de seletividade e a um melhor desempenho de *timing*.

4.5.2. Subperíodos

Após a apresentação e análise dos resultados obtidos para o período global, importa agora estudar-se a consistência dos mesmos ao longo deste período. Assim, o período global é

dividido em dois subperíodos de igual duração. O primeiro, de janeiro/1994 a dezembro/2001, o segundo, de janeiro/2002 a dezembro/2009. A amostra é constituída por todos os fundos (sobreviventes e extintos), sendo a mesma consistente com a evidência de *survivorship bias* encontrado na secção anterior.

As estimativas dos parâmetros da equação 3.12, que expressa a medida de Jensen (1968) (α_c), para o primeiro e segundo subperíodos, encontram-se na tabela 4.27.

O valor da medida de Jensen (1968), para a amostra total, parece indicar um desempenho menos negativo no subperíodo 2 face ao subperíodo 1. Embora não significativa estatisticamente, a rendibilidade em excesso anual obtida pelos fundos é de -2,64% e -0,48% para o subperíodo 1 e subperíodo 2, respetivamente.

O melhor desempenho no segundo subperíodo verifica-se para a generalidade dos países. Apenas a Suécia exibe o mesmo valor de α_c em ambos os subperíodos, sendo que todos os restantes países apresentam um valor superior da medida de Jensen (1968) no subperíodo 2. Note-se que a Bélgica, o país que evidencia na secção anterior o melhor desempenho (menos negativo) no período global, é o que pior desempenho obtém no primeiro subperíodo ($\alpha_c = -0,0031$ e estatisticamente significativo a 5%). Este é, contudo, o país que melhora mais o desempenho no segundo subperíodo, apresentado, no final deste, um desempenho positivo ($\alpha_c = 0,0011$ e não estatisticamente significativo). Desta forma, o melhor desempenho dos fundos deste país parece que advém do desempenho obtido no subperíodo 2. O Reino Unido é, a seguir à Bélgica, o país que melhora mais o desempenho no subperíodo 2, obtendo também um desempenho positivo ($\alpha_c = 0,0006$) embora não estatisticamente significativo. Relativamente à Itália, o país com pior desempenho no período global, parece que o mesmo provém de ambos os subperíodos, onde o α_c se apresenta negativo e estatisticamente significativo a 10%.

Apenas com base na tabela 4.27, e face aos valores de β_c , parece que a generalidade dos países aumenta a exposição ao mercado no subperíodo mais recente, podendo este facto contribuir para um melhor desempenho. No entanto, esta ilação poderá ser questionada. Repare-se que a Bélgica obtém o melhor desempenho no subperíodo 2, não com um aumento

da exposição ao mercado, mas com uma redução desta (o risco sistemático passa de 0,979 para 0,751).

Tabela 4.27. Medida de Jensen não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R ² Ajust.
Painel A - Subperíodo 1				
Alemanha	110	-0,0012	0,950 ***	76%
Bélgica	55	-0,0031 **	0,979 ***	90%
Espanha	57	-0,0024	0,883 ***	74%
França	138	-0,0025	0,754 ***	63%
Itália	48	-0,0028 *	0,870 ***	85%
Reino Unido	231	-0,0020	0,840 ***	81%
Suécia	44	-0,0013	1,036 ***	79%
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0022	0,902 ***	87%
Painel B - Subperíodo 2				
Alemanha	212	-0,0005	1,029 ***	94%
Bélgica	202	0,0011	0,751 ***	83%
Espanha	83	-0,0010	1,040 ***	97%
França	318	-0,0004	1,023 ***	96%
Itália	95	-0,0015 *	0,884 ***	97%
Reino Unido	507	0,0006	0,962 ***	91%
Suécia	68	-0,0013	1,113 ***	95%
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0004	0,972 ***	96%

Os resultados da inclusão da condicionalidade na equação 3.12, originando a equação 3.17, são apresentados na tabela 4.28.

Verifica-se que tanto o valor de α_c como o valor de β_c (β_{0c}) são muito semelhantes aos obtidos sem introdução da condicionalidade. Face aos valores do teste de *Wald*¹⁴⁹, os resultados mostram que haverá utilização de variáveis de informação pública em ambos os subperíodos. Contudo, parece não haver uma tendência clara de maior utilização das variáveis de informação pública num destes subperíodos¹⁵⁰.

Na tabela 4.29 são apresentados os resultados da aplicação do modelo de Carhart (1997), ou seja, da equação 3.13, aos dois subperíodos.

Globalmente, as ilações do desempenho que se podem retirar desta tabela são semelhantes às obtidas nas tabelas 4.27 e 4.28. A diferença mais visível será o facto de a utilização do modelo de Carhart (1997) intensificar a significância estatística no subperíodo 1, mantendo a do subperíodo 2. Neste contexto, torna-se mais clara a diferença de desempenho entre os dois subperíodos, com o subperíodo 2 a mostrar melhor desempenho.

A tabela 4.29 parece mostrar uma alteração das estratégias dos gestores do primeiro para o segundo subperíodo. No subperíodo 1 os fundos estão mais expostos à rendibilidade das ações de menor capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB}>0$ e estatisticamente significativo a 1% para a amostra total e para cinco países), enquanto no subperíodo 2 os fundos parecem expor mais as suas carteiras às ações com melhor rendibilidade no último ano ($\beta_{c,MOM}>0$ e estatisticamente significativo a 5% para a amostra total), assim como à rendibilidade das ações com *book-to-market* mais baixo ($\beta_{c,HML}<0$ e estatisticamente significativo a 10% para a amostra total). Esta alteração de estratégia, à semelhança do aumento do risco sistemático acima referido, parece contribuir para o melhor desempenho no subperíodo 2.

¹⁴⁹ Com exceção da Bélgica no subperíodo 1 e da Itália no subperíodo 2, todos os países apresentam um valor do teste de *Wald* significativo a pelo menos 10%.

¹⁵⁰ De todas as formas, o *dividend yield* parece ser mais utilizado no subperíodo 2.

Tabela 4.28. Medida de Jensen condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Subperíodo 1								
Alemanha	110	-0,0011	0,959 ***	-0,306	0,077	1,482	77%	0,012
Bélgica	55	-0,0031 **	0,972 ***	-0,214 *	-0,261 *	0,797	90%	0,274
Espanha	57	-0,0023	0,864 ***	-0,212	0,050	-0,232	74%	0,008
França	138	-0,0025	0,780 ***	-0,236	0,056	2,098	64%	0,013
Itália	48	-0,0028 *	0,842 ***	-0,189	0,022	-0,780	85%	0,032
Reino Unido	231	-0,0020	0,893 ***	0,121	0,259	1,888	81%	0,066
Suécia	44	-0,0013	1,034 ***	-0,004	0,520 **	-0,811	81%	0,001
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0021	0,906 ***	-0,148	0,104	0,635	87%	0,005
Painel B - Subperíodo 2								
Alemanha	212	-0,0007	1,114 ***	0,009	0,084	-1,868 ***	95%	0,000
Bélgica	202	0,0010	0,816 ***	0,063	-0,278 **	-1,249	85%	0,094
Espanha	83	-0,0009	1,065 ***	-0,059	-0,034	-0,722	97%	0,083
França	318	-0,0004	1,062 ***	-0,035	0,043	-0,955 **	96%	0,004
Itália	95	-0,0014	0,903 ***	-0,026	0,031	-0,490	97%	0,113
Reino Unido	507	0,0003	1,069 ***	0,058	0,190 **	-2,225 ***	93%	0,000
Suécia	68	-0,0019 **	1,207 ***	0,188 ***	0,135	-1,576 ***	95%	0,003
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0006	1,034 ***	0,028	0,025	-1,298 ***	97%	0,006

Tabela 4.29. Modelo de Carhart não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,f,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,f,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Subperíodo 1								
Alemanha	110	-0,0011	0,904 ***	0,215 ***	-0,065	0,026	83%	0,000
Bélgica	55	-0,0030 **	0,931 ***	0,069 **	-0,088 **	0,031 *	92%	0,000
Espanha	57	-0,0027	0,881 ***	0,081	-0,001	0,032	74%	0,213
França	138	-0,0025	0,742 ***	0,242 ***	0,010	-0,003	71%	0,000
Itália	48	-0,0028 **	0,833 ***	0,146 ***	-0,058	0,027	90%	0,000
Reino Unido	231	-0,0026 *	0,890 ***	0,250 ***	0,125 **	0,005	86%	0,000
Suécia	44	-0,0014	1,048 ***	0,187 ***	0,049	-0,006	81%	0,004
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0023 *	0,890 ***	0,170 ***	-0,004	0,016	91%	0,000
Painel B - Subperíodo 2								
Alemanha	212	-0,0004	1,088 ***	0,033	-0,116 *	0,073 ***	95%	0,004
Bélgica	202	0,0016	0,805 ***	0,002	-0,187 ***	0,047	85%	0,013
Espanha	83	-0,0009	1,075 ***	0,017	-0,062 *	0,044 **	97%	0,068
França	318	-0,0007	1,053 ***	0,081 *	-0,022	0,058 ***	96%	0,016
Itália	95	-0,0013 *	0,910 ***	-0,007	-0,057 *	0,026 *	97%	0,066
Reino Unido	507	0,0006	1,015 ***	0,046	-0,058	0,079 *	92%	0,024
Suécia	68	-0,0007	1,137 ***	-0,033	-0,149 ***	0,001	95%	0,053
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0003	1,012 ***	0,020	-0,093 *	0,047 **	97%	0,002

Ainda comparativamente com os resultados da tabela 4.27, o modelo de Carhart (1997) conduz a um aumento do poder explicativo da rendibilidade dos fundos, principalmente no subperíodo 1, onde o mesmo passa de 87% para 91%.

A tabela 4.30, onde são apresentados os resultados da aplicação da condicionalidade ao modelo de Carhart (1997) (equação 3.18), parece reforçar ainda mais a evidência de pior desempenho no primeiro subperíodo 1. De facto, com exceção da Alemanha e Suécia, todos os restantes países mostram um desempenho negativo e estatisticamente significativo a pelo menos 10% no subperíodo 1. Já no subperíodo 2, não há nenhum país com desempenho negativo e estatisticamente significativo, sendo que a Bélgica mostra mesmo desempenho positivo, embora não significativo.

Na tabela 4.30, a alteração de estratégias dos gestores de um subperíodo para o outro, como observada na tabela 4.29, parece não ser agora tão vincada. Na realidade, a evidência de maior exposição dos fundos às rendibilidades das ações com melhor desempenho no último ano parece existir nos dois subperíodos, sendo até mais evidente no subperíodo 1 (significativa a 1% na amostra total) do que no período 2 (significativa a 10% na amostra total).

Relativamente à aplicação da equação 3.17 (tabela 4.28), que inclui a medida de Jensen (1968) condicional, parece haver agora uma diferença mais clara entre a utilização de variáveis de informação pública entre os dois subperíodos¹⁵¹. Face aos valores do teste de *Wald* 2, parece haver uma maior utilização de variáveis de informação pública no subperíodo 1, com uma predominância da taxa de juro de curto prazo (significativa a 5% na amostra total).

A diferente contribuição das capacidades de seletividade e *timing* para o desempenho global dos gestores nos dois subperíodos pode ser observada na tabela 4.31. Nesta tabela é aplicada a equação 3.14 de Treynor e Mazuy (1966).

O melhor desempenho global obtido pelos fundos no subperíodo 2 parece que é também verificado, neste contexto, a nível da capacidade de seletividade. Na realidade, a generalidade dos países, excetuando a Alemanha e a Suécia, obtêm melhor desempenho neste subperíodo.

¹⁵¹ Note-se que a tabela 4.28 não indica uma maior tendência de utilização de variáveis de informação pública num dos subperíodos.

Quatro países mostram desempenho positivo, sendo que o do Reino Unido é mesmo estatisticamente significativo a 10%.

Tabela 4.30. Modelo de Carhart condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Subperíodo 1													
Alemanha	110	-0,0018	0,950 ***	0,220 ***	-0,020	0,089 ***	-0,409 **	0,107	2,031	85%	0,000	0,000	0,000
Bélgica	55	-0,0032 **	0,938 ***	0,068 **	-0,083 *	0,045 **	-0,235 **	-0,244 **	1,284 *	93%	0,000	0,041	0,000
Espanha	57	-0,0032 *	0,885 ***	0,089	0,037	0,072 *	-0,325 **	0,073	0,002	75%	0,010	0,000	0,000
França	138	-0,0031 *	0,790 ***	0,244 ***	0,041	0,048	-0,308	0,072	2,290 *	72%	0,000	0,009	0,000
Itália	48	-0,0032 **	0,828 ***	0,152 ***	-0,029	0,055 ***	-0,243 ***	0,041	-0,384	91%	0,000	0,000	0,000
Reino Unido	231	-0,0029 **	0,942 ***	0,248 ***	0,135 **	0,030	0,030	0,267 *	1,712 **	87%	0,000	0,002	0,000
Suécia	44	-0,0020	1,070 ***	0,198 ***	0,095	0,039	-0,091	0,532 **	-0,850	83%	0,004	0,008	0,000
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0028 **	0,915 ***	0,174 ***	0,025	0,054 ***	-0,226 **	0,121	0,869	92%	0,000	0,000	0,000
Painel B - Subperíodo 2													
Alemanha	212	-0,0007	1,127 ***	0,021	-0,085 *	0,068 **	0,064	0,145	-0,840	95%	0,037	0,023	0,000
Bélgica	202	0,0016	0,813 ***	0,016	-0,196 **	0,033	0,058	-0,264 **	-0,218	86%	0,173	0,020	0,000
Espanha	83	-0,0009	1,072 ***	0,017	-0,061	0,041 *	-0,028	0,002	-0,063	97%	0,213	0,945	0,229
França	318	-0,0008	1,068 ***	0,074 *	-0,009	0,057 **	0,017	0,092	-0,321	96%	0,060	0,172	0,002
Itália	95	-0,0013	0,910 ***	-0,010	-0,054 *	0,029 *	-0,003	0,058	0,016	97%	0,147	0,542	0,172
Reino Unido	507	0,0000	1,087 ***	0,025	-0,003	0,072	0,135	0,264 **	-1,429	93%	0,370	0,012	0,001
Suécia	68	-0,0013	1,206 ***	-0,046	-0,105 **	-0,008	0,163 ***	0,123 *	-1,294 *	96%	0,066	0,001	0,000
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0005	1,041 ***	0,014	-0,073 *	0,042 *	0,058	0,060	-0,593	97%	0,042	0,168	0,000

Tabela 4.31. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R ² Ajust.
Painel A - Subperíodo 1					
Alemanha	110	0,0019	0,917 ***	-1,773 **	77%
Bélgica	55	-0,0019	0,966 ***	-0,693	90%
Espanha	57	-0,0010	0,868 ***	-0,808	74%
França	138	-0,0007	0,734 ***	-1,068	64%
Itália	48	-0,0024	0,866 ***	-0,244	85%
Reino Unido	231	-0,0014	0,834 ***	-0,357	80%
Suécia	44	-0,0003	1,025 ***	-0,609	79%
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0008	0,887 ***	-0,793	87%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,88$					
Painel B - Subperíodo 2					
Alemanha	212	0,0005	1,010 ***	-0,447 **	94%
Bélgica	202	0,0009	0,754 ***	0,076	83%
Espanha	83	-0,0005	1,031 ***	-0,223	97%
França	318	0,0009	1,001 ***	-0,532 **	96%
Itália	95	-0,0011	0,878 ***	-0,144	97%
Reino Unido	507	0,0021 *	0,936 ***	-0,604 *	92%
Suécia	68	-0,0017 *	1,120 ***	0,158	95%
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0001	0,961 ***	-0,245	96%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,70$					

Em termos da capacidade de *timing*, e considerando a significância estatística, haverá uma menor capacidade dos gestores preverem a evolução do mercado no subperíodo 2 do que no subperíodo 1. Enquanto no subperíodo 1 apenas a Alemanha mostra um desempenho negativo e estatisticamente significativo, no subperíodo 2, além deste país, tal acontece também com a França e o Reino Unido.

Refira-se que, como verificado nas tabelas anteriores, o melhor desempenho (menos negativo) obtido pela Bélgica no período global parece dever-se, de facto, à melhoria do desempenho no subperíodo 2, e em ambas as capacidades. Na realidade, enquanto no subperíodo 1 os valores de α_c e β_{2c} apresentam-se negativos, no subperíodo 2 ambos são positivos (embora não estatisticamente significativos nos dois subperíodos). Relativamente à Itália, o pior desempenho no período global, parece advir de ambos os subperíodos (como já verificado acima em termos de desempenho global), e tanto da ausência de capacidades de seletividade como de *timing*. Note-se que os valores de α_c e β_{2c} são negativos em ambos os subperíodos, embora não estatisticamente significativos.

A correlação negativa verificada no período global volta a observar-se em ambos os subperíodos, havendo uma diminuição da mesma no subperíodo 2. Assim, o coeficiente de correlação passa de -0,88 para -0,70 do primeiro para o segundo subperíodo.

A introdução da condicionalidade no modelo de Treynor e Mazuy (1966), expressa na equação 3.19, e com os seus resultados apresentados na tabela 4.32, não altera as ilações retiradas através da análise da tabela 4.31. Verifica-se apenas um ligeiro aumento da significância estatística do β_{2c} no primeiro subperíodo e uma ligeira redução da significância estatística do α_c e do β_{2c} no segundo subperíodo.

À semelhança do observado com a medida de Jensen (1968) condicional, também parece não haver uma tendência bem definida de utilização das variáveis de informação pública num dos subperíodos.

Tabela 4.32. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Subperíodo 1									
Alemanha	110	0,0021	0,933 ***	-1,846 **	-0,292 *	0,076	1,834	77%	0,033
Bélgica	55	-0,0018	0,962 ***	-0,748 *	-0,208 *	-0,261 *	0,940	91%	0,184
Espanha	57	-0,0010	0,853 ***	-0,789	-0,206	0,049	-0,081	74%	0,006
França	138	-0,0005	0,763 ***	-1,172	-0,228	0,055	2,321	64%	0,028
Itália	48	-0,0024	0,839 ***	-0,194	-0,187	0,022	-0,743	85%	0,023
Reino Unido	231	-0,0012	0,886 ***	-0,446	0,125	0,259	1,973 *	81%	0,071
Suécia	44	-0,0004	1,026 ***	-0,535	0,000	0,520 **	-0,709	80%	0,001
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0007	0,895 ***	-0,819	-0,142	0,103	0,791	88%	0,011
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,89$									
Painel B - Subperíodo 2									
Alemanha	212	0,0002	1,100 ***	-0,463	0,090	0,122	-1,746 ***	95%	0,001
Bélgica	202	0,0008	0,820 ***	0,136	0,039	-0,289 **	-1,285	85%	0,044
Espanha	83	-0,0007	1,062 ***	-0,107	-0,040	-0,025	-0,694	97%	0,172
França	318	0,0008	1,043 ***	-0,584 **	0,068	0,092	-0,801 *	96%	0,082
Itália	95	-0,0013	0,900 ***	-0,099	-0,008	0,039	-0,464	97%	0,229
Reino Unido	507	0,0018	1,044 ***	-0,769 *	0,194 *	0,254 ***	-2,023 ***	93%	0,000
Suécia	68	-0,0018 *	1,206 ***	-0,032	0,194 **	0,138	-1,568 ***	95%	0,005
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0000	1,025 ***	-0,274	0,077	0,047	-1,226 ***	97%	0,008
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,65$									

Na tabela 4.33 são agora apresentados os resultados da expansão do modelo de Treynor e Mazuy (1966) ao de Carhart (1997), ou seja, obtidos pela aplicação da equação 3.15.

Tabela 4.33. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Subperíodo 1									
Alemanha	110	0,0008	0,884 ***	-1,099	0,204 ***	-0,066	0,029	83%	0,000
Bélgica	55	-0,0024	0,924 ***	-0,407	0,065 **	-0,089 **	0,032 *	92%	0,000
Espanha	57	-0,0017	0,870 ***	-0,603	0,075	-0,002	0,033	74%	0,213
França	138	-0,0019	0,735 ***	-0,371	0,238 ***	0,009	-0,002	70%	0,000
Itália	48	-0,0032 **	0,837 ***	0,252	0,148 ***	-0,057	0,026	90%	0,000
Reino Unido	231	-0,0030 *	0,895 ***	0,231	0,252 ***	0,125 **	0,004	86%	0,000
Suécia	44	-0,0012	1,046 ***	-0,114	0,186 ***	0,049	-0,006	81%	0,005
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0018	0,884 ***	-0,302	0,167 ***	-0,004	0,017	91%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,87$									
Painel B - Subperíodo 2									
Alemanha	212	0,0000	1,078 ***	-0,142	0,034	-0,118 *	0,068 **	95%	0,004
Bélgica	202	0,0008	0,827 ***	0,335	-0,002	-0,183 ***	0,059	85%	0,018
Espanha	83	-0,0009	1,073 ***	-0,027	0,017	-0,062	0,043 **	97%	0,025
França	318	0,0002	1,031 ***	-0,335	0,084 *	-0,026	0,046 **	96%	0,041
Itália	95	-0,0012	0,908 ***	-0,028	-0,006	-0,057 *	0,025 *	97%	0,034
Reino Unido	507	0,0013	0,996 ***	-0,291	0,049	-0,061	0,069	92%	0,034
Suécia	68	-0,0012	1,149 ***	0,184	-0,035	-0,147 **	0,008	95%	0,057
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0001	1,009 ***	-0,043	0,020	-0,094 *	0,045 **	97%	0,001
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,25$									

Conforme verificado nas tabelas 4.31 e 4.32, os fundos evidenciam uma maior capacidade de seleção de títulos no subperíodo 2 do que no subperíodo 1. Enquanto no subperíodo 1, a Itália e o Reino Unido mostram um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5% e 1%, respetivamente, no subperíodo 2 não há qualquer país com valores de α_c negativos (nem positivos) e estatisticamente significativos.

O pior desempenho de *timing* obtido no subperíodo 2, em termos de significância estatística, evidenciado na tabela 4.31, parece agora anular-se quando o modelo de Treynor e Mazuy (1966) é expandido para o contexto do modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Na realidade, não há nenhum país a apresentar valores de β_{2c} estatisticamente significativos em ambos os subperíodos. Com exceção do Reino Unido, todos os países aumentam o valor deste coeficiente no subperíodo 2.

Note-se que o Reino Unido, embora seja o país que piora mais o desempenho de *timing* no subperíodo 2, é também o que melhora mais o desempenho de seletividade neste mesmo subperíodo. Este facto ilustra a correlação negativa que se tem observado, e continua a observar, entre ambas as componentes do desempenho. A redução desta correlação do subperíodo 1 para o subperíodo 2, verificada nas tabelas 4.31 e 4.32, parece tornar-se agora mais notória, dada a diminuição acentuada do coeficiente de correlação que passa de -0,87 para -0,25.

Refira-se que a alteração de estratégias dos gestores do primeiro para o segundo subperíodo, verificada na tabela 4.29, onde foi aplicado o modelo de Carhart (1997) não condicional, volta a verificar-se agora com a inclusão das variáveis deste modelo no de Treynor e Mazuy (1966). Os gestores, no subperíodo 1, parecem expor mais as suas carteiras à rendibilidade das ações de menor capitalização bolsista, enquanto, no subperíodo 2, as carteiras são mais expostas a ações como maior rendibilidade no último ano e mesmo a ações com menor *book-to-market* (ações de crescimento).

De notar ainda que, à semelhança do verificado em situações anteriores nesta secção e na anterior, a utilização do modelo de Carhart (1997) conduz a um aumento do poder explicativo das regressões. Tal acontece em ambos os subperíodos, com destaque para o subperíodo 1,

onde o coeficiente de determinação sobe, para a amostra total, de 87% (tabela 4.31) dentro do modelo de Treynor e Mazuy (1966) para 91% (tabela 4.33) com a inclusão dos fatores adicionais do modelo de Carhart (1997) no de Treynor e Mazuy (1966).

Na tabela 4.34 são apresentados os resultados obtidos com a aplicação da equação 3.20, ou seja, com a inclusão de variáveis de informação pública no modelo resultante da expansão do de Treynor e Mazuy (1966) ao de Carhart (1997).

As ilações até ao momento descritas, não são alteradas com os resultados obtidos por este último modelo, tanto no que diz respeito à evolução do desempenho em seletividade e *timing* do subperíodo 1 para o subperíodo 2, como relativamente à correlação entre ambas.

A alteração de estratégias do subperíodo 1 para o subperíodo 2 continua a observar-se, embora não de forma tão marcada como na tabela 4.33. Note-se que já aquando da introdução da condicionalidade no modelo de Carhart (1997) (tabela 4.30) também foi notório o mesmo efeito. Assim, parece que, de alguma forma, a inclusão de variáveis de informação pública no modelo de Carhart (1997) não torna tão visível a diferença entre as estratégias seguidas pelos gestores ao longo do tempo.

À semelhança do observado na tabela 4.30, onde é aplicado o modelo de Carhart (1997) condicional, também agora na tabela 4.34 se verifica uma maior utilização das variáveis de informação pública no subperíodo 1. Existe, pois, evidência de *time-varying betas*. Note-se que, neste subperíodo, com exceção da Bélgica e da França, em todos os restantes países e na amostra total o valor do *Wald 2* é estatisticamente significativo a 1%. Já no subperíodo 2, apenas a Bélgica, Reino Unido e Suécia apresentam este indicador estatisticamente significativo a 1%. De referir que, no subperíodo 1, das três variáveis de informação, a que parece ser mais utilizada será a taxa de juro de curto prazo, com um valor estatisticamente significativo a 5% na amostra total.

Tabela 4.34. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para o subperíodo 1 e para o subperíodo 2

Esta tabela apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) (painel A) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Subperíodo 1														
Alemanha	110	0,0003	0,931 ***	-1,277 *	0,207 ***	-0,023	0,094 ***	-0,406 **	0,108	2,296 *	85%	0,000	0,000	0,000
Bélgica	55	-0,0023	0,930 ***	-0,506	0,063 **	-0,084 *	0,047 **	-0,233 **	-0,244 **	1,389 **	93%	0,000	0,026	0,000
Espanha	57	-0,0021	0,876 ***	-0,642	0,082	0,036	0,075 **	-0,324 **	0,073	0,135	74%	0,009	0,000	0,000
França	138	-0,0022	0,782 ***	-0,545	0,238 ***	0,040	0,050	-0,307	0,072	2,403 *	72%	0,000	0,015	0,000
Itália	48	-0,0036 **	0,832 ***	0,256	0,155 ***	-0,028	0,054 ***	-0,243 ***	0,041	-0,437	91%	0,000	0,001	0,000
Reino Unido	231	-0,0031 *	0,944 ***	0,125	0,250 ***	0,135 **	0,030	0,030	0,267 *	1,686 *	87%	0,000	0,003	0,000
Suécia	44	-0,0019	1,069 ***	-0,084	0,197 ***	0,095	0,039	-0,091	0,532 **	-0,832	83%	0,006	0,008	0,000
AMOSTRA TOTAL	683	-0,0021	0,909 ***	-0,382	0,170 ***	0,024	0,056 ***	-0,225 ***	0,121	0,948	92%	0,000	0,000	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,90$														
Painel B - Subperíodo 2														
Alemanha	212	-0,0001	1,116 ***	-0,280	0,023	-0,086 *	0,061 *	0,105	0,160 *	-0,839	95%	0,047	0,017	0,000
Bélgica	202	0,0011	0,823 ***	0,238	0,015	-0,196 **	0,039	0,022	-0,278 **	-0,219	86%	0,185	0,007	0,000
Espanha	83	-0,0009	1,073 ***	0,018	0,017	-0,061	0,042 *	-0,030	0,001	-0,063	97%	0,149	0,972	0,090
França	318	0,0001	1,050 ***	-0,440	0,076 *	-0,009	0,047 *	0,083	0,117	-0,318	97%	0,131	0,278	0,018
Itália	95	-0,0013	0,910 ***	-0,013	-0,010	-0,054	0,029 *	-0,001	0,059	0,016	97%	0,149	0,534	0,170
Reino Unido	507	0,0012	1,064 ***	-0,586	0,027	-0,004	0,058	0,222	0,297 **	-1,425	93%	0,527	0,002	0,000
Suécia	68	-0,0011	1,203 ***	-0,074	-0,046	-0,105 **	-0,010	0,174 **	0,127 *	-1,293 *	96%	0,061	0,002	0,000
AMOSTRA TOTAL	1485	-0,0001	1,034 ***	-0,162	0,015	-0,074 *	0,038 *	0,082	0,069	-0,592	97%	0,045	0,093	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,30$														

Após a aplicação dos oito modelos ao subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) e ao subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009) e a comparação dos resultados entre ambos, algumas ilações surgem como predominantes. Assim, o desempenho dos fundos da União Europeia será melhor (menos negativo) no subperíodo mais recente, essencialmente a nível do desempenho global e da capacidade de seletividade. Já em termos da capacidade de *timing*, os resultados não são tão evidentes.

O país com melhor desempenho (menos negativo) no período global, a Bélgica, conseguirá esse melhor desempenho no subperíodo 2. Em termos de desempenho global, é o país que melhora mais este desempenho do primeiro para o segundo subperíodo. Também neste subperíodo é obtido bom desempenho (relativo) quanto à capacidade de seletividade, sendo esta positiva, embora não estatisticamente significativa. Em termos de capacidade de *timing* é, ainda, dos países que melhor desempenho obtém nesta componente. Quanto ao país que pior desempenho demonstra no período global, a Itália, os resultados mostram que o mesmo advém do fraco desempenho obtido em ambos os subperíodos.

Uma referência para o Reino Unido que, a seguir à Bélgica, é o país que consegue melhorar mais o desempenho do subperíodo 1 para o subperíodo 2. Contudo, tal apenas acontece em termos de seletividade, dado que em termos da capacidade de *timing* os resultados pioram mesmo no subperíodo 2. Esta será uma evidência dos sinais de especialização em seletividade ou *timing* que os gestores de fundos da União Europeia parecem desenvolver. Contudo, os resultados também mostram que há uma diminuição desta do primeiro para o segundo subperíodo.

Os vários modelos mostram ainda que os gestores no segundo subperíodo adotam uma maior exposição ao mercado do que no primeiro subperíodo. Há também evidência que estes gestores utilizam variáveis de informação pública para tomarem as suas decisões, o que se reflete em *time-varying betas*. A aplicação do modelo de Carhart (1997) parece indicar uma maior utilização destas variáveis de informação no subperíodo 1.

Adicionalmente, parece haver alguma alteração das estratégias adotadas pelos gestores do subperíodo 1 para o subperíodo 2. Enquanto no subperíodo 1 as carteiras dos fundos estão

expostas, essencialmente, à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista, no segundo subperíodo parece que esta estratégia é substituída pela maior exposição à rendibilidade das ações com menor *book-to-market*. Em ambos os subperíodos os gestores mantêm alguma tendência para investirem em ações com maior rendibilidade no passado recente.

Face a estes resultados, parece que para o melhor desempenho obtido pelos fundos no subperíodo 2 poderá ter contribuído a redução da especialização em seletividade ou *timing*, a maior exposição ao mercado e, eventualmente, a alteração das estratégias dos gestores.

A introdução da condicionalidade nos modelos, assim como a utilização do modelo multifator de Carhart (1997) conduz a resultados semelhantes aos obtidos na secção anterior. Assim, em geral, a condicionalidade não afeta o desempenho nem o poder explicativo dos modelos. A utilização do modelo de Carhart (1997) melhora o poder explicativo dos modelos, principalmente no subperíodo 1. Este modelo aumenta a significância estatística do desempenho global e da seletividade no subperíodo 1, e diminuiu a significância estatística da capacidade de seletividade no subperíodo 2 e a de *timing* em ambos os subperíodos. Neste contexto, e dado que o desempenho global, a seletividade e o *timing* são negativos, a utilização do modelo de Carhart (1997) conduz a pior desempenho global e de seletividade no subperíodo 1, assim como a algum aumento do desempenho de seletividade no subperíodo 2 e a um aumento do de *timing* em ambos os subperíodos.

4.5.3. Idade dos fundos – Fundos novos *versus* fundos antigos

Nesta secção é analisado e comparado o desempenho dos fundos com um menor período de atividade face aos fundos com um maior período de atividade, designados, respetivamente, como fundos novos e antigos. Assim, como referido na secção 4.3, a divisão dos fundos nos dois grupos é efetuada, para cada país, tendo como referência a respetiva mediana do número

de meses de cotação de cada fundo desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009. Assim, são analisados 743 fundos novos e 742 fundos antigos.

A tabela 4.35 apresenta os resultados da aplicação da equação 3.12 aos fundos novos (painel A) e aos fundos antigos (painel B).

A medida de Jensen (1968) (α_c) indica que o desempenho global dos fundos antigos será inferior ao dos fundos novos. Na realidade, enquanto para a amostra total, os primeiros mostram um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 10%, o desempenho dos segundos, embora negativo, não é significativo estatisticamente. Assim, o fraco desempenho dos fundos identificado na secção 4.5.1 ficará a dever-se sobretudo aos fundos com um maior período de atividade. Neste contexto, parece que, ao invés do que se poderia pensar, a maior experiência dos fundos não contribuirá para o seu melhor desempenho, mas o oposto.

Em termos dos países individuais, relativamente àquele que evidencia nas duas secções anteriores um pior desempenho, a Itália, parece que este seu desempenho advém tanto dos fundos novos como dos antigos, mas principalmente destes últimos, cujo α_c é negativo e estatisticamente significativo a 5%. Quanto à Bélgica, o país que tem demonstrado um desempenho menos negativo, parece que o seu melhor desempenho relativo provém dos fundos novos. De facto, dentro dos fundos novos, os belgas são os que melhor desempenho obtêm. O α_c é mesmo positivo, embora não estatisticamente significativo.

O risco sistemático (β_c) dos fundos novos e antigos é muito semelhante entre si. O seu valor na amostra total é de 0,951 e 0,957, respetivamente. Já o poder explicativo das regressões é superior para os fundos antigos. O valor do coeficiente de determinação ajustado é, na amostra total, de 88% e 93% para os fundos novos e antigos, respetivamente.

Na tabela 4.36 são apresentados os resultados da inclusão da condicionalidade na equação 3.12, originando a equação 3.17.

Tabela 4.35. Medida de Jensen não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R^2 Ajust.
Painel A - Fundos novos				
Alemanha	106	-0,0016	1,104 ***	91%
Bélgica	101	0,0029	0,354 ***	36%
Espanha	42	-0,0015	1,039 ***	90%
França	159	0,0001	1,013 ***	95%
Itália	48	-0,0016	0,879 ***	92%
Reino Unido	253	0,0027	0,919 ***	75%
Suécia	34	-0,0015 *	1,063 ***	95%
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0005	0,951 ***	88%
Painel B - Fundos antigos				
Alemanha	106	-0,0009	0,996 ***	61%
Bélgica	101	-0,0016	0,937 ***	93%
Espanha	41	-0,0017 *	0,966 ***	87%
França	159	-0,0016	0,906 ***	82%
Itália	47	-0,0021 **	0,879 ***	92%
Reino Unido	254	-0,0008	0,918 ***	87%
Suécia	34	-0,0014	1,100 ***	88%
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0015 *	0,957 ***	93%

Tabela 4.36. Medida de Jensen condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos novos								
Alemanha	106	-0,0011	1,159 ***	-0,177	0,121	-2,281 ***	93%	0,000
Bélgica	101	0,0046	0,313 **	-0,246	-0,370 **	0,507	37%	0,005
Espanha	42	-0,0011	1,020 ***	-0,157 **	-0,074	0,006	90%	0,120
França	159	0,0002	1,038 ***	-0,065	0,094	-0,759	95%	0,013
Itália	48	-0,0014	0,871 ***	-0,129	0,095 *	-0,342	93%	0,042
Reino Unido	253	0,0027	0,933 ***	0,007	0,149	-0,471	74%	0,631
Suécia	34	-0,0017 *	1,097 ***	0,081	0,169 **	-0,750	95%	0,004
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0001	0,958 ***	-0,140	0,002	-0,792	88%	0,011
Painel B - Fundos antigos								
Alemanha	106	-0,0008	0,985 ***	-0,138	0,116	-0,107	86%	0,019
Bélgica	101	-0,0015	0,940 ***	-0,076	-0,127	-0,655	93%	0,020
Espanha	41	-0,0015	0,944 ***	-0,124 *	0,024	0,527	87%	0,089
França	159	-0,0013	0,865 ***	-0,140 *	0,080	1,503 ***	83%	0,001
Itália	47	-0,0021 **	0,874 ***	-0,076	0,029	-0,142	92%	0,089
Reino Unido	254	-0,0009	0,923 ***	0,033	0,237 ***	0,079	87%	0,004
Suécia	34	-0,0016	1,106 ***	0,043	0,272 **	0,032	88%	0,040
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0014 *	0,948 ***	-0,068	0,090	0,177	93%	0,030

As ilações que se podem retirar da tabela 4.36 são muito semelhantes às referidas acima, tanto em termos do desempenho (notando-se apenas um muito ligeiro melhoramento), como do risco sistemático e ainda do poder explicativo das regressões.

O teste de *Wald* indica que haverá variação temporal dos *betas* dos fundos em função das variáveis de informação pública disponíveis para os gestores. De facto, a hipótese nula de que os coeficientes das três variáveis de informação pública sejam, conjuntamente, iguais a zero, é rejeitada, na maioria dos casos, por este teste a um nível de significância de 5%. Tal acontece em ambos os grupos de fundos, não havendo diferenças substanciais a registar.

A diferença de desempenho entre os fundos novos e os antigos parece ficar mais clara com a aplicação do modelo de Carhart (1997) (equação 3.13), cujos resultados são expressos na tabela 4.37. Na realidade, enquanto os fundos novos (amostra total) mostram um desempenho não significativo estatisticamente, os fundos antigos (amostra total) apresentam um desempenho estatisticamente negativo a um nível de significância de 5%. Em consonância com estes resultados, há quatro países (Bélgica, Espanha, França e Itália) em que os seus fundos antigos obtêm um desempenho negativo e estatisticamente significativo a, pelo menos, 10%. Já dentro dos fundos novos, não há qualquer país a registar um desempenho estatisticamente significativo.

Também as ilações relativamente aos países individuais parecem agora ficar mais claras. Assim, o pior desempenho dos fundos italianos, embora também reflita o contributo dos fundos novos, é originado, em grande parte, pelos fundos antigos (α_c negativo e significativo estatisticamente a 1%). Por outro lado, o melhor desempenho (menos negativo) dos fundos belgas parece advir, de facto, dos fundos novos (α_c positivo e não estatisticamente significativo), já que o desempenho dos fundos antigos é negativo e estatisticamente significativo a 10%.

Tabela 4.37. Modelo de Carhart não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,f,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,f,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Painel A - Fundos novos								
Alemanha	106	-0,0008	1,114 ***	0,071	-0,267 ***	0,023	93%	0,000
Bélgica	101	0,0039	0,434 ***	-0,224	-0,005	0,079	38%	0,234
Espanha	42	-0,0018	1,061 ***	0,022	0,003	0,042 *	90%	0,128
França	159	-0,0002	1,039 ***	0,089 *	-0,021	0,055 *	96%	0,054
Itália	48	-0,0011	0,889 ***	0,028	-0,085 **	0,027	93%	0,067
Reino Unido	253	0,0017	0,967 ***	0,208 ***	-0,008	0,117 ***	80%	0,004
Suécia	34	-0,0010	1,065 ***	0,018	-0,084 **	0,014	95%	0,120
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0003	0,970 ***	0,011	-0,075 *	0,048 **	88%	0,007
Painel B - Fundos antigos								
Alemanha	106	-0,0013	0,988 ***	0,172 ***	-0,063	0,047 **	89%	0,000
Bélgica	101	-0,0015 *	0,927 ***	0,049 **	-0,113 ***	0,028 **	94%	0,000
Espanha	41	-0,0020 *	0,970 ***	0,078	0,012	0,025	87%	0,122
França	159	-0,0022 **	0,895 ***	0,223 ***	0,055	0,012	85%	0,000
Itália	47	-0,0022 ***	0,866 ***	0,117 ***	-0,060 ***	0,020 *	94%	0,000
Reino Unido	254	-0,0015	0,921 ***	0,173 ***	0,053	0,031	89%	0,000
Suécia	34	-0,0014	1,075 ***	0,109 **	-0,035	-0,018	89%	0,070
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0017 **	0,949 ***	0,132 ***	-0,021	0,021	94%	0,000

As estratégias implementadas pelos dois grupos de fundos parecem divergir entre eles. Assim, enquanto as carteiras dos fundos novos estarão mais expostas à rendibilidade das ações com maior rendibilidade no passado recente ($\beta_{c, MOM} > 0$ e estatisticamente significativo a 5% na amostra total) e às ações com menor rácio *book-to-market* ($\beta_{c, HML} < 0$ e estatisticamente significativo a 10% na amostra total), as carteiras dos fundos antigos parecem estar mais expostas às ações de menor capitalização bolsista ($\beta_{c, SMB} > 0$ e estatisticamente significativo a 1% na amostra total).

Relativamente à tabela 4.35 [medida de Jensen (1968)], a aplicação do modelo de Carhart (1997) conduz a um aumento da significância estatística do α_c (bem visível nos fundos antigos). Já o poder explicativo da regressão com o modelo de Carhart (1997) é muito semelhante, sendo apenas ligeiramente superior nos fundos antigos (o coeficiente de determinação ajustado passa de 93% para 94% na amostra total).

Conforme já referido acima, relativamente à inclusão da condicionalidade no âmbito da medida de Jensen (1968), também a inclusão das variáveis de informação pública no modelo de Carhart (1997) (equação 3.18) parece não alterar, globalmente, o desempenho e o poder explicativo das regressões. Tal pode ser observado comparando-se os valores do α_c e do coeficiente de determinação ajustado da tabela 4.38 com os da tabela 4.37.

Os resultados da tabela 4.38, embora continuem a evidenciar a implementação de estratégias diferentes entre os fundos novos e antigos, como na tabela 4.37, mostram que também os fundos antigos exibem exposição das suas carteiras às ações com maior rendibilidade no passado recente ($\beta_{c, MOM} > 0$ e estatisticamente significativo a 1% na amostra total).

O valor do *Wald 2* volta a mostrar, como na tabela 4.36, que os gestores utilizam as variáveis de informação pública para ajustarem a composição das suas carteiras. Contudo, parece que, no contexto do modelo de Carhart (1997) condicional, os gestores dos fundos antigos utilizam mais esta informação, particularmente o *dividend yield* e o declive da estrutura temporal das taxas de juro. Veja-se que, relativamente à amostra total, o valor do *Wald 2* não é estatisticamente significativo para os fundos novos, mas é estatisticamente significativo a 1% para os fundos antigos.

Tabela 4.38. Modelo de Carhart condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos novos													
Alemanha	106	-0,0007	1,121 ***	0,068	-0,197 ***	0,004	-0,154	0,097	-1,324 ***	94%	0,010	0,007	0,000
Bélgica	101	0,0053	0,349 **	-0,165	-0,151	0,062	-0,192	-0,303	1,841	39%	0,320	0,213	0,000
Espanha	42	-0,0014	1,030 ***	0,013	-0,012	0,052 **	-0,139 *	-0,021	0,591	90%	0,080	0,283	0,207
França	159	-0,0003	1,044 ***	0,080 *	-0,011	0,059 *	-0,012	0,144	-0,098	96%	0,097	0,101	0,005
Itália	48	-0,0010	0,865 ***	0,021	-0,088 ***	0,041 *	-0,100	0,133 **	0,505	93%	0,030	0,062	0,006
Reino Unido	253	0,0014	0,966 ***	0,197 ***	-0,016	0,142 ***	0,094	0,300 *	0,777	80%	0,000	0,165	0,000
Suécia	34	-0,0014 *	1,087 ***	0,021	-0,073 *	0,022	0,100	0,189 ***	-0,155	95%	0,234	0,023	0,002
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0001	0,951 ***	0,007	-0,079 *	0,058 **	-0,119	0,060	0,294	88%	0,013	0,305	0,001
Painel B - Fundos antigos													
Alemanha	106	-0,0012	0,970 ***	0,158 ***	-0,080 *	0,076 ***	-0,130	0,160 *	0,995 *	90%	0,000	0,001	0,000
Bélgica	101	-0,0013	0,912 ***	0,047 **	-0,123 ***	0,026 **	-0,065	-0,114	0,279	94%	0,000	0,435	0,000
Espanha	41	-0,0018 *	0,948 ***	0,065	-0,008	0,046 **	-0,119 *	0,057	0,986 **	87%	0,011	0,009	0,002
França	159	-0,0020 *	0,861 ***	0,199 ***	0,017	0,047 **	-0,149 *	0,098	1,760 ***	86%	0,000	0,000	0,000
Itália	47	-0,0021 ***	0,854 ***	0,110 ***	-0,070 ***	0,032 ***	-0,074 *	0,041	0,507	94%	0,000	0,047	0,000
Reino Unido	254	-0,0017 *	0,933 ***	0,168 ***	0,061	0,048 **	0,024	0,261 ***	0,111	90%	0,000	0,000	0,000
Suécia	34	-0,0016	1,087 ***	0,104 **	-0,029	-0,001	0,035	0,256 **	0,129	89%	0,091	0,111	0,010
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0017 **	0,938 ***	0,121 ***	-0,033	0,039 ***	-0,068	0,108 *	0,681 **	95%	0,000	0,002	0,000

A aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966), expresso pela equação 3.14, e cujos resultados são apresentados na tabela 4.39, permite analisar as contribuições das capacidades de seletividade e *timing* dos gestores para o desempenho global em ambos os grupos de fundos.

O pior desempenho global dos fundos antigos face aos fundos novos parece dever-se tanto à dificuldade de seleção de títulos como à de previsão da evolução do mercado, com maior evidência para esta última. De facto, e considerando a amostra total, enquanto a capacidade de seleção de títulos é estatisticamente nula para ambos os grupos de fundos (embora inferior para os fundos antigos), a capacidade de *timing* é negativa e significativa a 5% para os fundos antigos e estatisticamente nula para os fundos novos.

Na análise da amostra global (secção 4.5.1) é possível verificar que o desempenho negativo dos fundos italianos advirá, essencialmente, da deficiente capacidade de seleção de títulos. A tabela 4.39 permite agora não só suportar este resultado, como mostrar que esta deficiente capacidade dos gestores advirá, em grande parte, dos fundos antigos. Na realidade, o α_c dos fundos antigos italianos é estatisticamente negativo a um nível de significância de 5%¹⁵².

Note-se, ainda, que os sinais de especialização em seletividade ou *timing* observados nas duas secções anteriores voltam a verificar-se tanto para os fundos novos como para os fundos antigos, sendo o coeficiente de correlação, respetivamente, de -0,84 e -0,94 para cada grupo de fundos.

À semelhança da introdução das variáveis de informação pública no âmbito da medida de Jensen (1968) e do modelo de Carhart (1997), também a inclusão destas variáveis no modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.19), não altera, globalmente, as ilações obtidas através da tabela 4.39. A tabela 4.40 indica que a semelhança de resultados acontece tanto para as capacidades de seletividade e *timing*, como para a correlação negativa entre ambas e, ainda, para o poder explicativo do modelo. Se alguma diferença existe, ela verificar-se-á apenas num ligeiro aumento da significância estatística da capacidade de *timing* aquando da introdução da condicionalidade (tabela 4.40).

¹⁵² De referir que, para o desempenho negativo dos fundos italianos poderá contribuir também a capacidade de *timing* negativa e significativa a 10% dos fundos novos.

Tabela 4.39. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R ² Ajust.
Painel A - Fundos novos					
Alemanha	106	-0,0006	1,086 ***	-0,440	91%
Bélgica	101	0,0052	0,312 ***	-0,755 *	36%
Espanha	42	-0,0008	1,028 ***	-0,324	90%
França	159	0,0014	0,989 ***	-0,562	95%
Itália	48	-0,0006	0,863 ***	-0,435 *	92%
Reino Unido	253	0,0041 *	0,894 ***	-0,651	75%
Suécia	34	-0,0017 *	1,065 ***	0,057	95%
AMOSTRA TOTAL	743	0,0000	0,944 ***	-0,207	88%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,84$					
Painel B - Fundos antigos					
Alemanha	106	0,0007	0,970 ***	-0,807 **	86%
Bélgica	101	-0,0012	0,930 ***	-0,220	93%
Espanha	41	-0,0008	0,952 ***	-0,437	87%
França	159	0,0001	0,880 ***	-0,803 **	83%
Itália	47	-0,0020 **	0,876 ***	-0,088	92%
Reino Unido	254	0,0004	0,898 ***	-0,617	87%
Suécia	34	-0,0011	1,095 ***	-0,146	88%
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0005	0,943 ***	-0,446 **	93%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,94$					

Tabela 4.40. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos novos									
Alemanha	106	-0,0010	1,158 ***	-0,054	-0,169	0,126	-2,271 ***	93%	0,000
Bélgica	101	0,0058	0,290 **	-0,495	-0,166	-0,324 **	0,651	36%	0,031
Espanha	42	-0,0010	1,018 ***	-0,101	-0,142	-0,065	0,018	90%	0,374
França	159	0,0013	1,020 ***	-0,586 **	0,039	0,143 *	-0,604	96%	0,040
Itália	48	-0,0008	0,864 ***	-0,311	-0,084	0,122 **	-0,295	93%	0,062
Reino Unido	253	0,0043	0,913 ***	-0,848 *	0,130	0,223	-0,344	74%	0,591
Suécia	34	-0,0016	1,096 ***	-0,053	0,089	0,174 **	-0,742	95%	0,010
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0002	0,958 ***	0,036	-0,146	-0,001	-0,797	88%	0,079
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,80$									
Painel B - Fundos antigos									
Alemanha	106	0,0006	0,968 ***	-0,746 ***	-0,053	0,160 *	-0,036	86%	0,122
Bélgica	101	-0,0013	0,937 ***	-0,137	-0,060	-0,119	-0,642	93%	0,020
Espanha	41	-0,0008	0,936 ***	-0,341	-0,085	0,044	0,559	87%	0,193
França	159	0,0001	0,848 ***	-0,759 ***	-0,053	0,126 *	1,576 ***	83%	0,004
Itália	47	-0,0021 **	0,874 ***	0,006	-0,077	0,028	-0,142	92%	0,116
Reino Unido	254	0,0006	0,906 ***	-0,773 **	0,122	0,283 ***	0,152	88%	0,002
Suécia	34	-0,0011	1,101 ***	-0,239	0,071	0,286 **	0,055	88%	0,049
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0006	0,939 ***	-0,427 **	-0,019	0,116 *	0,217	93%	0,115
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,98$									

A evidência de variação temporal dos *betas* dos fundos ao longo do tempo em função das variáveis de informação pública é, à semelhança do observado nas tabelas 4.36 e 4.38 anteriores, também agora verificada na tabela 4.40¹⁵³.

Os resultados da inclusão dos fatores adicionais do modelo de Carhart (1997) no modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.15) são apresentados na tabela 4.41.

O pior desempenho dos fundos antigos face aos fundos novos volta a ser observado nesta tabela, sendo que o mesmo parece advir tanto das capacidades de seletividade como das de *timing* (ou melhor, da falta delas!). Na realidade há maior evidência de desempenho negativo e estatisticamente significativo, tanto de seletividade como de *timing*, entre os fundos antigos do que entre os fundos novos.

Outros resultados desta tabela voltam também a ser consistentes com os obtidos em tabelas anteriores. Assim, conforme os resultados da aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966), o pior desempenho dos fundos italianos na amostra global parece que advém, em boa parte, da dificuldade dos gestores de fundos antigos em selecionarem títulos para as suas carteiras ($\alpha_c < 0$ e estatisticamente significativo a 5%). Também se pode verificar a correlação negativa entre seletividade e *timing*, embora haja agora uma redução da mesma, principalmente nos fundos novos.

As estratégias desenvolvidas pelos gestores, refletidas nesta tabela, são muito similares às evidenciadas com a aplicação do modelo de Carhart (1997) não condicional (tabela 4.37), pelo que parece que os gestores dos dois grupos de fundos prosseguem, de facto, estratégias diferentes entre si.

¹⁵³ Note-se que, contudo, como também acontece nas tabelas 4.36 e 4.38, há algumas situações em que parece não haver utilização conjunta das variáveis de informação pública pelos gestores (valor de *Wald* não estatisticamente significativo a pelo menos 10%). É o caso, para os fundos novos, da Espanha e do Reino Unido, e para os fundos antigos, da Alemanha, da Espanha, da Itália e ainda da amostra total.

Tabela 4.41. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos novos									
Alemanha	106	0,0002	1,090 ***	-0,420 *	0,066	-0,266 ***	0,012	93%	0,000
Bélgica	101	0,0049	0,404 ***	-0,359	-0,225	-0,005	0,064	36%	0,437
Espanha	42	-0,0014	1,053 ***	-0,169	0,021	0,001	0,040 *	90%	0,106
França	159	0,0007	1,014 ***	-0,392	0,093 *	-0,026	0,041	96%	0,090
Itália	48	-0,0003	0,871 ***	-0,350	0,027	-0,088 **	0,020	93%	0,068
Reino Unido	253	0,0018	0,966 ***	-0,017	0,208 ***	-0,009	0,116 ***	80%	0,006
Suécia	34	-0,0013	1,072 ***	0,123	0,018	-0,083 *	0,016	95%	0,110
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0002	0,967 ***	-0,064	0,011	-0,076 *	0,047 **	88%	0,008
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,35$									
Painel B - Fundos antigos									
Alemanha	106	0,0001	0,963 ***	-0,629 **	0,169 ***	-0,071	0,038	89%	0,000
Bélgica	101	-0,0011	0,921 ***	-0,163	0,048 **	-0,115 ***	0,025 **	94%	0,000
Espanha	41	-0,0013	0,957 ***	-0,331	0,076 **	0,008	0,020	87%	0,180
França	159	-0,0007	0,868 ***	-0,664 *	0,219 ***	0,047	0,002	85%	0,000
Itália	47	-0,0023 **	0,867 ***	0,011	0,117 ***	-0,059 ***	0,020 **	94%	0,000
Reino Unido	254	-0,0005	0,904 ***	-0,432	0,170 ***	0,048	0,025	89%	0,000
Suécia	34	-0,0010	1,068 ***	-0,169	0,108 **	-0,037	-0,021	88%	0,071
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0010	0,935 ***	-0,340	0,130 ***	-0,026	0,016	94%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,84$									

A aplicação do último modelo, o de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997) condicional (equação 3.20), cujos resultados são apresentados na tabela 4.42, não alteram claramente as ilações globais até este momento descritas. Relativamente à aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997) não condicional (tabela 4.41), tanto o desempenho a nível de seletividade e *timing*, como a correlação negativa entre ambas as capacidades¹⁵⁴ e, ainda, o poder explicativo do modelo, não são, globalmente, alterados aquando da introdução da condicionalidade neste modelo.

Em termos das estratégias dos gestores e da utilização das variáveis de informação pública pelos mesmos, chegam-se a resultados muito semelhantes aquando da inclusão da condicionalidade no modelo de Carhart (1997) (tabela 4.38). Assim, por um lado, embora haja evidência de que os gestores dos fundos novos e dos fundos antigos adotam estratégias diferentes, parece que ambos expõem as suas carteiras às ações com maior rendibilidade no passado recente. Por outro, as variáveis de informação pública serão utilizadas de forma mais acentuada pelos gestores dos fundos antigos, nomeadamente o *dividend yield* e o declive da estrutura temporal das taxas de juro.

Após a interpretação dos resultados obtidos pela aplicação dos vários modelos, tanto aos fundos novos como aos fundos antigos, algumas ilações surgem como mais evidentes. Assim, haverá um desempenho neutro a negativo em ambos os grupos de fundos. Os fundos antigos mostram mesmo um pior desempenho, o qual parece que advém tanto da dificuldade de seleção de títulos para as carteiras como de ajuste destas carteiras em função da evolução do mercado. Estes fundos evidenciam também um maior nível de especialização em seletividade ou *timing* relativamente aos fundos novos.

O pior desempenho identificado para os fundos italianos nas duas secções anteriores parece que provém, essencialmente, da deficiente capacidade de seletividade dos fundos antigos.

¹⁵⁴ Verifica-se, contudo, uma redução desta correlação negativa, principalmente nos fundos novos, a qual passa de -0,35 para -0,17.

Tabela 4.42. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para os fundos novos e para os fundos antigos

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos novos (painel A) e para os fundos antigos (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como novos (antigos) se possuem um número de meses de cotação, desde a sua criação até à sua extinção ou até dezembro/2009, inferior (superior) à mediana do número de meses de cotação dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos novos														
Alemanha	106	-0,0002	1,114 ***	-0,218	0,065	-0,198 ***	-0,001	-0,124	0,113	-1,309 **	93%	0,010	0,013	0,000
Bélgica	101	0,0055	0,345 **	-0,094	-0,166	-0,149	0,060	-0,178	-0,297	1,834	37%	0,383	0,218	0,000
Espanha	42	-0,0016	1,033 ***	0,091	0,013	-0,011	0,053 **	-0,152	-0,028	0,586	90%	0,046	0,467	0,147
França	159	0,0006	1,027 ***	-0,437	0,082 *	-0,012	0,049	0,053	0,169	-0,095	96%	0,162	0,163	0,008
Itália	48	-0,0006	0,858 ***	-0,220	0,020	-0,091 ***	0,038 *	-0,070	0,149 **	0,524	93%	0,032	0,064	0,006
Reino Unido	253	0,0018	0,960 ***	-0,179	0,197 ***	-0,018	0,139 ***	0,118	0,313	0,792	80%	0,001	0,255	0,000
Suécia	34	-0,0013	1,086 ***	-0,014	0,021	-0,073 *	0,022	0,102	0,190 ***	-0,154	95%	0,242	0,026	0,001
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0005	0,957 ***	0,203	0,008	-0,076 *	0,061 **	-0,149	0,045	0,283	88%	0,012	0,402	0,004
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,17$														
Painel B - Fundos antigos														
Alemanha	106	-0,0002	0,957 ***	-0,471 *	0,154 ***	-0,086 *	0,069 ***	-0,077	0,183 **	1,011 *	90%	0,000	0,004	0,000
Bélgica	101	-0,0011	0,909 ***	-0,105	0,046 **	-0,125 ***	0,025 *	-0,054	-0,109	0,283	94%	0,000	0,484	0,000
Espanha	41	-0,0015	0,944 ***	-0,163	0,064	-0,011	0,044 **	-0,101	0,065	0,992 **	87%	0,012	0,021	0,008
França	159	-0,0010	0,847 ***	-0,480 *	0,196 ***	0,010	0,040 **	-0,095	0,120	1,776 ***	86%	0,000	0,002	0,000
Itália	47	-0,0025 ***	0,858 ***	0,152	0,111 ***	-0,068 ***	0,034 ***	-0,091 **	0,034	0,502	94%	0,000	0,049	0,000
Reino Unido	254	-0,0007	0,920 ***	-0,485	0,165 ***	0,054	0,042 *	0,079	0,284 ***	0,128	90%	0,000	0,003	0,000
Suécia	34	-0,0012	1,082 ***	-0,195	0,103 **	-0,031	-0,004	0,057	0,265 **	0,136	89%	0,095	0,130	0,009
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0012	0,931 ***	-0,250	0,120 ***	-0,036	0,036 **	-0,040	0,120 *	0,690 **	95%	0,000	0,010	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,89$														

As estratégias adotadas pelos gestores parecem divergir entre os dois grupos de fundos. Embora exista alguma evidência que ambos os grupos/gestores de fundos expõem as suas carteiras às ações com maior rendibilidade no passado recente (último ano), os gestores dos fundos novos exibem uma maior exposição às ações com menor rácio de *book-to-market*, enquanto a preferência dos gestores de fundos antigos parece direcionar-se mais para as ações com menor capitalização bolsista.¹⁵⁵

Face aos resultados obtidos, para o pior desempenho dos fundos antigos relativamente aos fundos novos poderá ter contribuído, entre outros fatores, a maior especialização em seletividade ou *timing* e/ou a adoção de estratégias de investimento diferentes.

A evidência de variação temporal dos *betas* das carteiras em função das variáveis de informação pública, identificada nas duas secções anteriores, é também agora demonstrada para ambos os grupos de fundos, com maior destaque para os fundos antigos.

A introdução da condicionalidade nos modelos, assim como a utilização do modelo multifator de Carhart (1997) conduz a resultados consistentes com os obtidos nas duas secções anteriores. Assim, em geral, a condicionalidade não afeta o desempenho nem o poder explicativo dos modelos. A utilização do modelo de Carhart (1997) conduz a um ligeiro aumento do poder explicativo dos modelos relativamente aos fundos antigos, a um aumento da significância estatística a nível do desempenho global e a uma diminuição da de *timing*. Desta forma, este modelo parece levar a um pior desempenho global e a um melhor desempenho de *timing*.

¹⁵⁵ Note-se que, face aos resultados obtidos nesta secção e na secção anterior, parece haver uma relação entre as estratégias adotadas pelos gestores e o desempenho obtido. Assim, os fundos novos, ao exporem mais as suas carteiras à rendibilidade das ações com menor rácio de *book-to-market*, obtêm um desempenho superior aos fundos antigos, os quais mostram uma maior exposição das suas carteiras à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista. De forma semelhante, no subperíodo 2, os gestores ao exporem mais as suas carteiras à rendibilidade das ações com menor rácio *book-to-market*, obtêm um desempenho superior ao subperíodo 1, onde haverá uma maior exposição às ações com menor capitalização bolsista. De referir que em todas as situações (fundos novos, fundos antigos, subperíodo 1 e subperíodo 2) existe sempre uma tendência de exposição às ações com maior rendibilidade no último ano.

4.5.4. Dimensão dos fundos – Fundos pequenos *versus* fundos grandes

Nesta secção é analisado e comparado o desempenho dos fundos que possuem carteiras com menor dimensão face aos fundos com carteiras de maior dimensão, designados, respetivamente, como fundos pequenos e fundos grandes. Como referido anteriormente (secções 4.2.1 e 4.3), o valor líquido global da carteira dos fundos apenas é fornecido para 1000 dos 1201 fundos sobreviventes em dezembro/2009. Desta forma, e como também já referido na secção 4.3, os 1000 fundos são divididos nos dois grupos tendo como referência a mediana do valor líquido global da carteira dos fundos para cada país. Neste contexto, são estudados 500 fundos pequenos e 500 fundos grandes.

A tabela 4.43 apresenta os resultados da aplicação da equação 3.12. Seguindo a tendência verificada nas secções anteriores, também o desempenho dos fundos pequenos e grandes se mostra neutro a negativo. Contudo, parece que são os fundos de menor dimensão aqueles que apresentam mesmo um desempenho global mais fraco. De facto, enquanto na amostra total estes evidenciam um valor de α_c negativo e estatisticamente significativo (embora apenas a 10%), o desempenho global dos fundos de maior dimensão, sendo também negativo, não é estatisticamente significativo.

Em consonância com estes resultados, o desempenho global negativo e estatisticamente significativo a 1% dos fundos pequenos italianos parece mostrar que estes contribuem substancialmente mais para o fraco desempenho global obtido pela totalidade dos fundos italianos (como constatado na secção 4.5.1), do que os fundos com carteiras de maior dimensão, onde o desempenho global destes não é estatisticamente significativo.

A tabela 4.43 mostra ainda que o risco sistemático dos dois grupos de fundos não diverge muito entre eles, com os fundos grandes a exibirem um valor ligeiramente superior do β_c na amostra total (0,957) face aos fundos pequenos (0,932). O poder explicativo da regressão é também semelhante entre eles, pelo menos a nível da amostra total.

Tabela 4.43. Medida de Jensen não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R^2 Ajust.
Painel A - Fundos pequenos				
Alemanha	85	-0,0012	0,981 ***	79%
Bélgica	87	-0,0013	0,890 ***	85%
Espanha	27	-0,0023 *	0,960 ***	84%
França	125	-0,0014	0,906 ***	80%
Itália	19	-0,0020 ***	0,882 ***	94%
Reino Unido	128	-0,0010	0,885 ***	85%
Suécia	29	-0,0019	1,022 ***	87%
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0016 *	0,932 ***	92%
Painel B - Fundos grandes				
Alemanha	85	-0,0001	0,994 ***	88%
Bélgica	88	-0,0010	0,833 ***	82%
Espanha	26	0,0003	1,016 ***	80%
França	125	-0,0012	0,919 ***	84%
Itália	19	-0,0012	0,888 ***	87%
Reino Unido	129	-0,0006	0,934 ***	87%
Suécia	28	-0,0007	1,116 ***	88%
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0006	0,957 ***	92%

A inclusão da condicionalidade na equação 3.12, dando origem à equação 3.17, e cujos resultados são apresentados na tabela 4.44, mostra que tanto o desempenho, como o risco sistemático dos fundos e, ainda, o poder explicativo da regressão se mantêm muito semelhantes aos obtidos com a equação 3.12, conduzindo assim às mesmas ilações.

A análise do valor do teste de *Wald* mostra, à semelhança do observado na amostra global (secção 4.5.1), que haverá utilização das variáveis de informação pública a nível dos países individuais, mas não a nível da amostra total¹⁵⁶, isto tanto para os fundos pequenos como para os fundos grandes. Como já referido na secção 4.5.1, o facto dos gestores de cada país parecerem usar as variáveis de informação pública de certa forma diferente, pode conduzir a que os efeitos na amostra total se anulem.

Algo de semelhante ao verificado nas secções anteriores é também observado na tabela 4.45. O uso do modelo de Carhart (1997) (equação 3.13), e relativamente à equação 3.12, torna mais evidente a diferença de desempenho entre as duas subamostras. Assim, na amostra total, enquanto os fundos pequenos apresentam um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 5%, o desempenho global dos fundos grandes não é estatisticamente significativo.

Em termos do poder explicativo do modelo de Carhart (1997), este aumenta quando comparado ao poder explicativo da regressão que inclui a medida de Jensen (1968). Assim, o poder explicativo passa, na amostra total, da tabela 4.43 para a tabela 4.45, de 92% para 94%, respetivamente¹⁵⁷. O aumento da significância estatística do desempenho é também verificado nesta última tabela, acontecendo tanto a nível dos países como a nível da amostra total, particularmente nos fundos pequenos.

¹⁵⁶ A hipótese nula de que os coeficientes das três variáveis de informação pública sejam conjuntamente iguais a zero é rejeitada, em grande parte dos países, a um nível de significância de, pelo menos, 10%. Já na amostra total não é possível rejeitar esta hipótese, nem mesmo a um nível de significância de 10%.

¹⁵⁷ Valores bastante reduzidos de *Wald* indicam que a inclusão adicional dos três fatores no modelo tem uma contribuição significativa (em grande parte dos casos a 1%) para explicar a rendibilidade em excesso dos fundos.

Tabela 4.44. Medida de Jensen condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos pequenos								
Alemanha	85	-0,0009	0,965 ***	-0,213 *	0,110	-0,284	80%	0,027
Bélgica	87	-0,0013	0,915 ***	-0,051	-0,285 **	-1,841 ***	86%	0,001
Espanha	27	-0,0021 *	0,937 ***	-0,134	0,041	0,410	84%	0,099
França	125	-0,0012	0,860 ***	-0,154 *	0,087	1,687 ***	81%	0,002
Itália	19	-0,0019 ***	0,882 ***	-0,050	0,044	-0,283	94%	0,166
Reino Unido	128	-0,0012	0,899 ***	0,047	0,248 ***	-0,352	85%	0,015
Suécia	29	-0,0020 *	1,042 ***	0,074	0,226 **	-0,580	88%	0,066
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0015 *	0,928 ***	-0,069	0,067	-0,172	92%	0,141
Painel B - Fundos grandes								
Alemanha	85	0,0000	0,982 ***	-0,102	0,109	0,098	88%	0,041
Bélgica	88	-0,0009	0,857 ***	-0,048	-0,284 **	-1,746 **	84%	0,004
Espanha	26	0,0005	0,994 ***	-0,128	0,028	0,486	80%	0,159
França	125	-0,0010	0,880 ***	-0,150 *	0,067	1,376 ***	84%	0,004
Itália	19	-0,0011	0,876 ***	-0,131 **	0,019	-0,068	87%	0,052
Reino Unido	129	-0,0007	0,940 ***	0,044	0,247 ***	0,111	88%	0,003
Suécia	28	-0,0008	1,122 ***	0,062	0,291 ***	0,191	88%	0,021
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0006	0,950 ***	-0,065	0,068	0,064	92%	0,166

Tabela 4.45. Modelo de Carhart não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,f,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,f,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Painel A - Fundos pequenos								
Alemanha	85	-0,0015	0,965 ***	0,233 ***	-0,103 *	0,057 **	85%	0,000
Bélgica	87	-0,0008	0,873 ***	0,007	-0,219 ***	0,037	89%	0,000
Espanha	27	-0,0028 **	0,970 ***	0,089	0,036	0,032	84%	0,042
França	125	-0,0020 *	0,895 ***	0,221 ***	0,061 *	0,009	83%	0,000
Itália	19	-0,0022 ***	0,883 ***	0,063 **	-0,029	0,030 **	95%	0,002
Reino Unido	128	-0,0016	0,888 ***	0,163 ***	0,012	0,042 *	87%	0,000
Suécia	29	-0,0019 *	1,005 ***	0,119 ***	-0,043	0,005	88%	0,003
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0019 **	0,925 ***	0,128 ***	-0,041	0,030 **	94%	0,000
Painel B - Fundos grandes								
Alemanha	85	-0,0005	0,990 ***	0,163 ***	-0,035	0,045 *	90%	0,000
Bélgica	88	-0,0007	0,824 ***	0,037	-0,179 ***	0,049 *	86%	0,000
Espanha	26	-0,0002	1,022 ***	0,102	0,033	0,028	80%	0,115
França	125	-0,0019 *	0,912 ***	0,223 ***	0,052	0,019	87%	0,000
Itália	19	-0,0012	0,863 ***	0,144 ***	-0,079 ***	0,005	89%	0,000
Reino Unido	129	-0,0012	0,936 ***	0,181 ***	0,054	0,029	89%	0,000
Suécia	28	-0,0006	1,092 ***	0,106 **	-0,030	-0,017	88%	0,107
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0009	0,948 ***	0,137 ***	-0,026	0,023	94%	0,000

Se parece existir diferença em termos do desempenho dos dois grupos de fundos, já tal parece não acontecer relativamente às estratégias implementadas pelos gestores. De facto, haverá mesmo alguma semelhança entre as estratégias prosseguidas por ambos os grupos. Tanto os fundos pequenos como os grandes evidenciam uma maior exposição às ações de menor capitalização bolsistas ($\beta_{c,SMB} > 0$ e estatisticamente significativo a 1%, na amostra total). A diferença de estratégias verificar-se-á numa exposição mais acentuada dos fundos pequenos às ações de maior rendibilidade no passado recente.

Na tabela 4.46 são apresentadas as estimativas dos parâmetros da regressão 3.18, ou seja, quando são incluídas as variáveis de informação pública no modelo de Carhart (1997). Comparativamente à tabela 4.45, o desempenho global mostra-se muito semelhante, o mesmo acontecendo quanto ao poder explicativo da regressão¹⁵⁸.

A introdução da condicionalidade no modelo de Carhart (1997) vem reforçar a evidência de similitude de estratégias implementadas pelos gestores de ambos os grupos de fundos, já verificada no contexto de não inclusão da condicionalidade neste modelo (tabela 4.45). De facto, ambos os grupos exibem uma exposição superior às ações com menor capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB} > 0$ e estatisticamente significativo a 1%, na amostra total) e a ações com maior rendibilidade no último ano ($\beta_{c,MOM} > 0$ e estatisticamente significativo a 1% e 5%, na amostra total, para os fundos pequenos e grandes, respetivamente).

A variação temporal do *beta* dos fundos observada na tabela 4.44 apenas a nível dos países, parece existir agora tanto a nível dos países (*Wald 2* inferior a, pelo menos, 5% em grande parte dos países) como na amostra total (*Wald 2* inferior a 5%). Neste aspeto, não há diferenças substanciais a registar entre os fundos pequenos e os fundos grandes.

¹⁵⁸ Note-se que o facto do valor de *Wald 1* se apresentar sempre inferior ao *Wald 2* (exceto para os fundos grandes suecos) mostra que a inclusão dos três fatores do modelo de Carhart (1997) parecem ter uma contribuição maior para explicar a rendibilidade em excesso dos fundos do que as variáveis de informação pública.

Tabela 4.46. Modelo de Carhart condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos pequenos													
Alemanha	85	-0,0013	0,938 ***	0,216 ***	-0,123 **	0,090 ***	-0,204 **	0,158	1,171 *	85%	0,000	0,001	0,000
Bélgica	87	-0,0006	0,864 ***	0,017	-0,217 ***	0,013	-0,034	-0,283 ***	-0,481	89%	0,000	0,014	0,000
Espanha	27	-0,0026 **	0,949 ***	0,079	0,022	0,051 **	-0,130	0,079	0,731	84%	0,005	0,018	0,000
França	125	-0,0018	0,858 ***	0,194 ***	0,019	0,048 **	-0,162 *	0,105	1,937 ***	84%	0,000	0,001	0,000
Itália	19	-0,0021 ***	0,879 ***	0,059 **	-0,031	0,039 ***	-0,045	0,070	0,239	95%	0,001	0,146	0,000
Reino Unido	128	-0,0018 *	0,904 ***	0,160 ***	0,022	0,059 **	0,044	0,282 ***	0,007	87%	0,000	0,002	0,000
Suécia	29	-0,0022 **	1,026 ***	0,122 ***	-0,026	0,011	0,067	0,219 *	-0,389	89%	0,009	0,248	0,001
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0018 **	0,916 ***	0,121 ***	-0,048	0,044 ***	-0,067	0,090	0,466	94%	0,000	0,037	0,000
Painel B - Fundos grandes													
Alemanha	85	-0,0004	0,974 ***	0,148 ***	-0,053	0,072 ***	-0,095	0,153 *	1,014 **	90%	0,000	0,002	0,000
Bélgica	88	-0,0005	0,816 ***	0,047	-0,177 ***	0,026	-0,034	-0,274 ***	-0,515	87%	0,000	0,057	0,000
Espanha	26	0,0000	1,002 ***	0,091	0,017	0,047 *	-0,127	0,059	0,787	80%	0,031	0,090	0,044
França	125	-0,0017	0,877 ***	0,199 ***	0,015	0,054 ***	-0,157 *	0,090	1,705 ***	87%	0,000	0,001	0,000
Itália	19	-0,0011	0,844 ***	0,137 ***	-0,090 ***	0,017	-0,133 ***	0,014	0,545	89%	0,000	0,019	0,000
Reino Unido	129	-0,0015	0,949 ***	0,177 ***	0,062	0,046 *	0,034	0,268 ***	0,115	90%	0,000	0,001	0,000
Suécia	28	-0,0009	1,105 ***	0,098 *	-0,028	0,004	0,056	0,281 **	0,336	88%	0,128	0,061	0,010
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0009	0,938 ***	0,128 ***	-0,036	0,038 **	-0,065	0,084	0,570 *	94%	0,000	0,041	0,000

A contribuição das capacidades de seletividade e *timing* dos gestores para o desempenho global dos fundos pequenos e dos fundos grandes pode ser analisada através da aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.14). Os resultados são apresentados na tabela 4.47.

O pior desempenho global dos fundos pequenos face aos fundos grandes parece dever-se à deficiente capacidade dos gestores de selecionarem títulos, mas essencialmente à deficiente capacidade de previsão da evolução do mercado. Na amostra total, a capacidade de seletividade dos fundos de menor dimensão é negativa, enquanto a dos fundos de dimensão superior é positiva, embora os valores de α_c não sejam significativos estatisticamente. No que diz respeito à capacidade de *timing*, e no que se refere à amostra total, esta é negativa em ambos os grupos de fundos. No entanto, o seu valor é estatisticamente significativo a 5% para os fundos pequenos, sendo apenas estatisticamente significativo a 10% para os fundos grandes.

De forma consistente com os resultados obtidos na amostra global (secção 4.5.1), para o melhor desempenho relativo dos fundos belgas contribui alguma capacidade de *timing*, tanto dos fundos pequenos como dos fundos grandes. Na realidade estes fundos são os únicos a obterem um valor de β_{2c} positivo em ambos os grupos, embora o mesmo não seja estatisticamente significativo. Ainda de forma consistente com os resultados da secção 4.5.1, para o pior desempenho dos fundos italianos na amostra global parece haver uma contribuição substancial da deficiente capacidade de seletividade dos fundos pequenos, sendo a mesma negativa e estatisticamente significativa a 5%.

O valor negativo do coeficiente de correlação entre seletividade e *timing*, em ambos os grupos de fundos, mostra que se os gestores obtêm alguma capacidade de seleção de títulos não o conseguem para atividades de *timing* e vice-versa. Os resultados dos fundos alemães e franceses, tanto pequenos como grandes, ilustram bem esta situação. Os gestores destes fundos embora obtenham um valor de seletividade positivo (ainda que não estatisticamente significativo), revelam capacidade de *timing* negativa e estatisticamente significativa.

Tabela 4.47. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R^2 Ajust.
Painel A - Fundos pequenos					
Alemanha	85	0,0010	0,947 ***	-1,068 ***	80%
Bélgica	87	-0,0023	0,905 ***	0,478	85%
Espanha	27	-0,0006	0,934 ***	-0,782 **	84%
França	125	0,0004	0,877 ***	-0,904 **	80%
Itália	19	-0,0017 **	0,877 ***	-0,134	94%
Reino Unido	128	0,0003	0,864 ***	-0,638	85%
Suécia	29	-0,0017	1,019 ***	-0,088	87%
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0007	0,917 ***	-0,445 **	92%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,94$					
Painel B - Fundos grandes					
Alemanha	85	0,0014	0,971 ***	-0,707 **	88%
Bélgica	88	-0,0011	0,835 ***	0,077	82%
Espanha	26	0,0010	1,005 ***	-0,332	80%
França	125	0,0005	0,893 ***	-0,817 *	84%
Itália	19	-0,0011	0,886 ***	-0,071	87%
Reino Unido	129	0,0007	0,915 ***	-0,609	87%
Suécia	28	-0,0005	1,113 ***	-0,087	88%
AMOSTRA TOTAL	500	0,0001	0,945 ***	-0,364 *	92%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,83$					

A inclusão da condicionalidade no modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.19) conduz aos resultados apresentados na tabela 4.48.

As conclusões obtidas através da tabela 4.47 não são alteradas face aos resultados expostos na tabela 4.48. Na realidade, e em geral, o desempenho em termos de seletividade e *timing* mantém-se, embora se verifique um ligeiro aumento da significância estatística a nível dos países individuais aquando da introdução das variáveis de informação pública no modelo de Treynor e Mazuy (1966). Também o poder explicativo do modelo, assim como a correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho anteriormente verificadas, se mantêm globalmente no contexto do modelo de Treynor e Mazuy (1966) condicional.

Quanto à utilização das variáveis de informação pública pelos gestores, pode considerar-se que as conclusões são relativamente semelhantes às descritas aquando da análise da tabela 4.44 [medida de Jensen (1968) condicional]. Assim, haverá alguma utilização destas variáveis a nível dos países, tanto pelos fundos pequenos como pelos fundos grandes.

A aplicação do modelo resultante da inclusão dos fatores do modelo de Carhart (1997) no de Treynor e Mazuy (1966), expresso pela equação 3.15, conduz aos resultados apresentados na tabela 4.49.

A análise do desempenho dos fundos em termos de seletividade e *timing* é globalmente semelhante à descrita aquando da aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) (tabela 4.47). Assim, a tabela 4.49 continua a indicar que o pior desempenho dos fundos pequenos face aos fundos grandes parece dever-se à deficiente capacidade de seletividade e de *timing*. Contudo, e dada a diminuição da significância estatística de β_{2c} (a nível dos países e da amostra total), o contributo da componente de *timing* parece não ser agora tão evidente para o desempenho negativo destes fundos. Também a ilação acerca da origem parcial do desempenho menos negativo dos fundos belgas e do pior desempenho dos fundos italianos se mantêm no contexto do modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997), sendo a mesma consistente com os resultados obtidos na amostra global (secção 4.5.1).

Tabela 4.48. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos pequenos									
Alemanha	85	0,0009	0,945 ***	-0,943 ***	-0,105	0,167	-0,194	80%	0,169
Bélgica	87	-0,0026 *	0,930 ***	0,661	-0,127	-0,324 ***	-1,904 ***	87%	0,000
Espanha	27	-0,0006	0,921 ***	-0,736 **	-0,049	0,085	0,487	84%	0,218
França	125	0,0005	0,842 ***	-0,860 ***	-0,055	0,138	1,769 ***	81%	0,004
Itália	19	-0,0018 **	0,880 ***	-0,083	-0,041	0,049	-0,275	94%	0,269
Reino Unido	128	0,0004	0,881 ***	-0,811 **	0,140	0,297 ***	-0,275	85%	0,004
Suécia	29	-0,0017	1,038 ***	-0,205	0,097	0,238 **	-0,560	88%	0,076
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0007	0,919 ***	-0,420 **	-0,021	0,092	-0,132	92%	0,311
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,94$									
Painel B - Fundos grandes									
Alemanha	85	0,0013	0,968 ***	-0,684 ***	-0,023	0,150 *	0,164	88%	0,127
Bélgica	88	-0,0013	0,861 ***	0,189	-0,070	-0,296 ***	-1,764 **	84%	0,001
Espanha	26	0,0009	0,989 ***	-0,212	-0,104	0,041	0,506	80%	0,314
França	125	0,0005	0,863 ***	-0,760 ***	-0,063	0,112	1,448 ***	85%	0,009
Itália	19	-0,0013	0,878 ***	0,103	-0,143 **	0,013	-0,078	87%	0,049
Reino Unido	129	0,0008	0,923 ***	-0,781 **	0,134	0,294 ***	0,186	88%	0,002
Suécia	28	-0,0004	1,118 ***	-0,200	0,085	0,303 ***	0,210	88%	0,025
AMOSTRA TOTAL	500	0,0001	0,943 ***	-0,335 *	-0,026	0,088	0,096	92%	0,360
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,85$									

Tabela 4.49. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - Fundos pequenos									
Alemanha	85	0,0004	0,931 ***	-0,858 **	0,228 ***	-0,114 **	0,044	85%	0,000
Bélgica	87	-0,0020	0,894 ***	0,537	0,010	-0,212 ***	0,045 *	89%	0,000
Espanha	27	-0,0013	0,943 ***	-0,651 *	0,085	0,027	0,022	84%	0,127
França	125	-0,0003	0,864 ***	-0,778 *	0,216 ***	0,052	-0,002	83%	0,000
Itália	19	-0,0021 ***	0,882 ***	-0,023	0,062 **	-0,029	0,029 ***	95%	0,001
Reino Unido	128	-0,0006	0,870 ***	-0,440	0,160 ***	0,006	0,036	87%	0,000
Suécia	29	-0,0019	1,003 ***	-0,030	0,119 ***	-0,043	0,004	88%	0,002
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0012	0,912 ***	-0,319	0,126 ***	-0,045	0,025 *	94%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,84$									
Painel B - Fundos grandes									
Alemanha	85	0,0007	0,969 ***	-0,525	0,160 ***	-0,041	0,037	90%	0,000
Bélgica	88	-0,0011	0,831 ***	0,187	0,038	-0,177 ***	0,052 *	86%	0,000
Espanha	26	0,0002	1,014 ***	-0,190	0,101	0,031	0,025	80%	0,119
França	125	-0,0005	0,885 ***	-0,654	0,219 ***	0,044	0,010	87%	0,000
Itália	19	-0,0012	0,862 ***	-0,014	0,144 ***	-0,079 ***	0,004	89%	0,000
Reino Unido	129	-0,0003	0,919 ***	-0,426	0,179 ***	0,049	0,023	89%	0,000
Suécia	28	-0,0004	1,088 ***	-0,103	0,106 **	-0,031	-0,019	88%	0,108
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0004	0,938 ***	-0,246	0,135 ***	-0,029	0,019	94%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,62$									

A correlação negativa entre as duas componentes do desempenho continua a observar-se, embora com uma diminuição (principalmente para os fundos grandes) relativamente à indicada pela aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966), sendo que a mesma é agora de -0,84 e -0,62 para os fundos pequenos e fundos grandes, respetivamente.

Os valores reduzidos do teste *Wald*, a nível dos países e da amostra total, reflete o contributo significativo dos três fatores adicionais do modelo de Carhart (1997) para explicar a rendibilidade em excesso dos fundos. Neste contexto, na amostra total, há um aumento do poder explicativo da regressão aquando da inclusão dos fatores do modelo de Carhart (1997), que passa a ser de 94% para ambos os grupos de fundos, o que compara com 92% aquando da aplicação apenas do modelo de Treynor e Mazuy (1966).

As estratégias levadas a cabo pelos gestores, assim como a similitude das mesmas entre os dois grupos de fundos, identificadas aquando da aplicação do modelo de Carhart (1997) (tabela 4.45), voltam a ser observadas na tabela 4.49.

A aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997) condicional, expresso pela equação 3.20, conduz aos resultados apresentados na tabela 4.50.

Relativamente à tabela 4.49 [não inclusão da condicionalidade no modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997)], tanto o desempenho nas componentes de seletividade e *timing* como o poder explicativo dos modelos mantém-se globalmente. Já a correlação negativa diminui, sendo agora de -0,74 e -0,56 para os fundos pequenos e fundos grandes, respetivamente.

Os resultados obtidos quanto às estratégias desenvolvidas pelos gestores são muito semelhantes aos alcançados aquando da inclusão da condicionalidade no modelo de Carhart (1997) (tabela 4.46). Assim, é reforçada a evidência de similitude de estratégias entre os fundos pequenos e os fundos grandes. Também os resultados quanto à variação temporal dos *betas* dos fundos em ambos os grupos é semelhante, havendo apenas uma redução da evidência de utilização das variáveis de informação pública no âmbito agora do modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997) condicional.

Tabela 4.50. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para os fundos pequenos e para os fundos grandes

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos pequenos (painel A) e para os fundos grandes (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. Os fundos são classificados como pequenos (grandes) se possuem, em dezembro/2009, um valor líquido global das suas carteiras inferior (superior) à mediana do valor líquido global dos fundos do país onde estão inseridos. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - Fundos pequenos														
Alemanha	85	-0,0001	0,920 ***	-0,616 *	0,211 ***	-0,131 **	0,081 **	-0,134	0,188 **	1,193 *	85%	0,000	0,006	0,000
Bélgica	87	-0,0019	0,881 ***	0,612 *	0,021	-0,210 ***	0,022	-0,103	-0,312 ***	-0,502	89%	0,000	0,003	0,000
Espanha	27	-0,0015	0,933 ***	-0,532	0,075	0,014	0,043 *	-0,070	0,103	0,763 *	84%	0,011	0,033	0,002
França	125	-0,0006	0,841 ***	-0,587 *	0,190 ***	0,012	0,039 *	-0,096	0,133	1,958 ***	84%	0,000	0,002	0,000
Itália	19	-0,0023 ***	0,881 ***	0,066	0,059 **	-0,031	0,040 ***	-0,052	0,067	0,236	95%	0,000	0,172	0,000
Reino Unido	128	-0,0008	0,889 ***	-0,524	0,156 ***	0,015	0,052 **	0,103	0,306 ***	0,025	87%	0,000	0,003	0,000
Suécia	29	-0,0020	1,023 ***	-0,102	0,121 ***	-0,027	0,010	0,078	0,224 *	-0,386	88%	0,010	0,250	0,001
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0013	0,910 ***	-0,236	0,119 ***	-0,051	0,041 ***	-0,040	0,101	0,475	94%	0,000	0,102	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,74$														
Painel B - Fundos grandes														
Alemanha	85	0,0004	0,963 ***	-0,407	0,145 ***	-0,058	0,066 **	-0,049	0,172 **	1,028 **	90%	0,000	0,004	0,000
Bélgica	88	-0,0009	0,821 ***	0,203	0,049	-0,174 ***	0,029	-0,057	-0,283 ***	-0,522	87%	0,000	0,042	0,000
Espanha	26	-0,0001	1,002 ***	0,013	0,091	0,018	0,047 *	-0,129	0,058	0,787	80%	0,022	0,118	0,048
França	125	-0,0007	0,864 ***	-0,458	0,196 ***	0,010	0,048 **	-0,105	0,112	1,721 ***	87%	0,000	0,002	0,000
Itália	19	-0,0015	0,850 ***	0,214	0,138 ***	-0,088 ***	0,020	-0,157 ***	0,004	0,537	89%	0,000	0,018	0,000
Reino Unido	129	-0,0004	0,935 ***	-0,492	0,173 ***	0,055	0,039	0,090	0,292 ***	0,132	90%	0,000	0,003	0,000
Suécia	28	-0,0006	1,101 ***	-0,142	0,097 *	-0,030	0,002	0,072	0,287 **	0,341	88%	0,132	0,066	0,008
AMOSTRA TOTAL	500	-0,0005	0,934 ***	-0,153	0,127 ***	-0,038	0,036 **	-0,048	0,092	0,575 *	94%	0,000	0,077	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,56$														

Após a aplicação dos vários modelos às duas subamostras de fundos, os de menor e os de maior dimensão das carteiras, podem referir-se algumas ilações predominantes nos resultados.

Neste contexto, tanto os fundos de menor dimensão como os de maior dimensão das carteiras mostram um desempenho neutro a negativo. Os fundos pequenos evidenciam mesmo um menor desempenho face aos grandes, o qual parece dever-se à deficiente capacidade de seletividade e de *timing* dos gestores. A relação entre estas duas dimensões do desempenho será negativa, com maior evidência para os fundos pequenos. A nível dos países, para o desempenho menos negativo dos fundos belgas obtido na amostra global (secção 4.5.1) parece contribuir alguma capacidade de *timing* em ambos os grupos de fundos, embora a mesma não seja estatisticamente significativa. Para o pior desempenho dos fundos italianos obtido na amostra global contribuirá bastante a deficiente capacidade de seletividade dos fundos pequenos, sendo a mesma estatisticamente significativa a 1% ou 5% consoante o modelo aplicado.

As estratégias desenvolvidas pelos gestores de fundos pequenos e pelos gestores de fundos grandes mostram-se similares. As suas carteiras são expostas à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista e às ações com maior rendibilidade no passado recente.¹⁵⁹

Na presente secção há evidência, tanto nos fundos pequenos como nos fundos grandes, de variação temporal dos *betas* dos fundos em função das variáveis de informação pública. Neste aspeto, não são identificadas diferenças substanciais entre ambos os grupos.

Face aos resultados apresentados, e dada a semelhança de estratégias e de utilização das variáveis de informação pública entre ambos os grupos de fundos, a possível justificação para um menor desempenho dos fundos pequenos poderá ser encontrada numa maior especialização em seletividade ou *timing* destes fundos relativamente aos fundos grandes¹⁶⁰.

¹⁵⁹ Uma comparação entre os resultados obtidos pelos fundos pequenos e pelos fundos antigos (secção 4.5.3), mostra que os mesmos são semelhantes. Tal verifica-se tanto a nível do valor do desempenho global como no de seletividade e *timing*, assim como na significância estatística dos mesmos nos vários modelos aplicados, e tanto para os países como para a amostra total. Também as estratégias dos gestores são similares entre si, sendo que os gestores manifestam preferência pelas ações com menor capitalização bolsista e com maior rendibilidade no passado recente. Ainda o valor da correlação negativa entre seletividade e *timing* é semelhante entre ambos os grupos de fundos.

¹⁶⁰ Este resultado é consistente com o obtido nas secções 4.5.2 e 4.5.3, onde a maior especialização em seletividade ou *timing* também parece ter contribuído para um pior desempenho dos fundos.

A introdução das variáveis de informação pública nos modelos, assim como a utilização do modelo de Carhart (1997) conduz a ilações idênticas às obtidas nas três secções precedentes (4.5.1, 4.5.2 e 4.5.3). Assim, a introdução da condicionalidade manteve, globalmente, o desempenho e o poder explicativo dos modelos. A utilização do modelo de Carhart (1997) aumenta o poder explicativo dos modelos, assim como a significância estatística a nível do desempenho global (principalmente nos fundos pequenos) e diminui a de *timing*. Dado que o desempenho global e o *timing* são negativos, a aplicação deste modelo conduz a um pior desempenho global e a uma melhoria das capacidades de *timing*.

4.5.5. Fases do mercado – “*Bull market*” versus “*bear market*”

Nos dois últimos cenários definidos para o estudo do desempenho dos fundos é comparado o desempenho dos mesmos em fases opostas do mercado, ou seja, em fases de subida do mercado (“*bull market*”) e em fases de descida (“*bear market*”). Como referido na secção 4.3, e com base em Merton (1981), é identificada uma subida do mercado quando a rendibilidade do mesmo é superior à taxa dos ativos isentos de risco, ou seja, $R_{m,t} > R_{f,t}$, e uma descida do mercado quando acontece o inverso, ou seja, $R_{m,t} \leq R_{f,t}$. O anexo 4.10 apresenta a separação dos anos do período amostral seguindo este critério. Nele observa-se que os anos de 1994 a 1999, de 2003 a 2007 e o ano de 2009 são classificados como de “*bull market*”, os anos de 2000 a 2002 e o ano de 2008 são classificados como de “*bear market*”.

A tabela 4.51 apresenta os resultados obtidos com a aplicação da equação 3.12 aos dois cenários. O desempenho global dos fundos nas duas fases do mercado parece ser neutro a negativo (aliás, como parece acontecer noutros cenários analisados nas secções anteriores). No entanto, se nalguma destas fases os fundos parecem ter mesmo um desempenho inferior, será em “*bear market*”. Na realidade, a medida de Jensen (1968) (α_c) da amostra total é inferior em “*bear market*” (-0,0016) face a “*bull market*” (-0,0003), embora a diferença não seja estatisticamente significativa. De forma consistente, na maior parte dos países o α_c é inferior em “*bear market*”. A Alemanha e o Reino Unido apresentam mesmo um valor

positivo deste parâmetro em “*bull market*”. Este último país é o que apresenta uma maior diferença de desempenho global entre “*bear market*” ($\alpha_c = -0,0023$) e “*bull market*” ($\alpha_c = 0,0007$). Na situação oposta, pelo menos em termos de significância estatística, a Itália é o único país a mostrar pior desempenho em “*bull market*” face a “*bear market*”.

Tabela 4.51. Medida de Jensen não condicional para fases de “*bull market*” e para fases de “*bear market*”

Esta tabela apresenta, para os anos de “*bull market*” e de “*bear market*”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R ² Ajust.
Painel A - "Bull market"				
Alemanha	211	0,0007	0,922 ***	83%
Bélgica	198	-0,0008	0,838 ***	84%
Espanha	82	-0,0011	0,930 ***	80%
França	317	-0,0001	0,828 ***	73%
Itália	95	-0,0018 *	0,859 ***	90%
Reino Unido	506	0,0007	0,856 ***	82%
Suécia	68	0,0000	1,028 ***	83%
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0003	0,894 ***	91%
Painel B - "Bear market"				
Alemanha	212	-0,0013	1,069 ***	87%
Bélgica	196	-0,0008	0,855 ***	83%
Espanha	83	-0,0009	1,028 ***	93%
França	305	-0,0010	1,002 ***	90%
Itália	87	-0,0021	0,899 ***	92%
Reino Unido	489	-0,0023	0,953 ***	89%
Suécia	67	-0,0024	1,126 ***	92%
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0016	0,990 ***	93%

Em termos de sensibilidade da rentabilidade dos fundos ao índice de mercado (β_c), esta será superior em “*bear market*”, o que, face aos resultados obtidos, parece não favorecer o desempenho dos fundos. O poder explicativo da regressão utilizada, expresso pelo coeficiente de determinação ajustado, será para todos os países, excluindo a Bélgica, superior em “*bear market*”.

A introdução da condicionalidade na equação 3.12, dando origem à equação 3.17, e cujos resultados são apresentados na tabela 4.52, mostra que não haverá variação temporal dos *betas* dos fundos a nível da amostra total. Contudo, parece haver alguma evidência (embora não muito forte) de utilização das variáveis de informação pública nalguns países. Neste aspeto, a comparação dos painéis A e B mostra um resultado de certa forma curioso: parece que, em geral, os países que usam as variáveis de informação pública numa fase do mercado não o fazem na outra e vice-versa!

Os valores da medida de Jensen (1968) condicional permitem retirar ilações do desempenho global semelhantes às obtidas sem inclusão das variáveis de informação pública. Situação idêntica acontece quanto ao risco sistemático assumido pelos fundos e ao poder explicativo da regressão.

Na tabela 4.53 são mostrados os resultados da aplicação do modelo de Carhart (1997), ou seja da equação 3.13. Este modelo, e face à medida de Jensen (1968) não condicional, parece tornar um pouco mais notória a diferença de desempenho entre as duas fases do mercado¹⁶¹. Assim, com exceção da Bélgica, todos os países obtêm um valor de α_c inferior em “*bear market*”. O Reino Unido obtém mesmo, no âmbito deste modelo, um valor negativo e estatisticamente significativo a 5% de α_c nesta fase do mercado.

O risco sistemático mantém-se mais elevado em fase de descida do que em fase de subida do mercado. Só mesmo a Bélgica parece reduzir o risco sistemático em “*bear market*”. Note-se que o menor risco sistemático assumido pelos fundos deste país nesta fase do mercado pode contribuir para seu desempenho menos negativo identificado no período global (secção 4.5.1).

¹⁶¹ Note-se que, também nas secções anteriores este efeito se observa. Na realidade, e relativamente à medida de Jensen (1968) não condicional, a aplicação do modelo de Carhart (1997) tem vindo a mostrar uma maior capacidade em distinguir o desempenho de duas subamostras (neste caso entre as fases de “*bull market*” e de “*bear market*”).

Na realidade é o único país a mostrar, em “*bear market*”, uma rendibilidade em excesso positiva dos fundos face à indicada por este modelo ($\alpha_c=0,0004$).

Tabela 4.52. Medida de Jensen condicional para fases de “*bull market*” e para fases de “*bear market*”

Esta tabela apresenta, para os anos de “*bull market*” e de “*bear market*”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - "Bull market"								
Alemanha	211	0,0006	0,925 ***	0,116	0,046	0,055	82%	0,806
Bélgica	198	-0,0006	0,845 ***	-0,010	-0,233 *	-1,813 *	85%	0,042
Espanha	82	-0,0011	0,920 ***	0,023	0,036	0,900 *	80%	0,281
França	317	-0,0002	0,811 ***	0,021	0,108	1,789 ***	73%	0,001
Itália	95	-0,0019 *	0,863 ***	-0,003	0,064	0,064	90%	0,757
Reino Unido	506	0,0003	0,875 ***	0,270	0,231 **	-0,087	82%	0,003
Suécia	68	-0,0007	1,065 ***	0,153	0,337 ***	-0,678	83%	0,005
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0005	0,900 ***	0,081	0,084	0,033	91%	0,375
Painel B - "Bear market"								
Alemanha	212	-0,0022	1,001 ***	-0,273	-0,001	-0,111	87%	0,011
Bélgica	196	-0,0010	0,860 ***	-0,184	-0,436 **	-0,973	84%	0,074
Espanha	83	-0,0018	0,963 ***	-0,262	-0,139	0,236	93%	0,083
França	305	-0,0021	0,918 ***	-0,231	-0,056	1,101	90%	0,209
Itália	87	-0,0025	0,868 ***	-0,194	-0,077	-0,594	92%	0,010
Reino Unido	489	-0,0032	0,889 ***	-0,199	-0,007	0,507	89%	0,145
Suécia	67	-0,0036	1,038 ***	-0,275	-0,138	1,011	92%	0,656
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0024	0,934 ***	-0,231	-0,122	0,168	93%	0,161

Tabela 4.53. Modelo de Carhart não condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - "Bull market"								
Alemanha	211	0,0007	0,912 ***	0,161 ***	0,011	0,050	84%	0,063
Bélgica	198	-0,0014	0,871 ***	0,003	-0,111 **	0,104 ***	87%	0,000
Espanha	82	-0,0012	0,940 ***	0,007	0,125 **	0,029	80%	0,044
França	317	0,0004	0,784 ***	0,274 ***	0,099 *	0,001	77%	0,000
Itália	95	-0,0017 *	0,845 ***	0,098 ***	-0,028	0,005	91%	0,015
Reino Unido	506	0,0011	0,823 ***	0,216 ***	0,063	0,006	84%	0,000
Suécia	68	0,0003	0,998 ***	0,167 ***	0,004	-0,006	83%	0,017
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0003	0,882 ***	0,132 ***	0,024	0,027	92%	0,002
Painel B - "Bear market"								
Alemanha	212	-0,0026	1,057 ***	0,197 ***	-0,077	0,052	92%	0,000
Bélgica	196	0,0004	0,783 ***	0,042	-0,207 **	-0,022	88%	0,000
Espanha	83	-0,0018	1,032 ***	0,120 ***	-0,028	0,042	95%	0,000
França	305	-0,0035	1,024 ***	0,205 ***	0,067	0,050 *	94%	0,000
Itália	87	-0,0023	0,891 ***	0,105 ***	-0,095 ***	0,049 **	96%	0,000
Reino Unido	489	-0,0042 **	0,998 ***	0,147 ***	0,065	0,075 **	92%	0,000
Suécia	67	-0,0023	1,111 ***	0,048	-0,071	0,015	93%	0,537
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0023	0,985 ***	0,123 ***	-0,050	0,038	96%	0,000

O poder explicativo do modelo de Carhart (1997) aumenta face à equação 3.12, principalmente em fases de descida do mercado. A este facto não é alheio, naturalmente, a contribuição estatisticamente significativas das três variáveis adicionais deste modelo, como se comprova pelos reduzidos valores do teste de *Wald*.

As estratégias dos gestores implementadas nas duas fases opostas do mercado parecem não divergir. De facto, tanto em fase de subida como de descida do mercado os resultados sugerem que os gestores expõem mais as suas carteiras à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB}>0$ e estatisticamente significativo a 1%, na amostra total).

Os resultados da inclusão das variáveis de informação pública no âmbito do modelo de Carhart (1997) (apresentados na tabela 4.54 e resultantes da aplicação da equação 3.18) não alteram globalmente as ilações que se retiram da tabela 4.53, tanto a nível do desempenho global, como do risco sistemático e do poder explicativo da regressão. Notar-se-á apenas uma (ligeira) maior significância estatística de α_c em “*bear market*”. Assim, a França e o Reino Unido exibem agora um desempenho negativo e estatisticamente significativo a 10% e 1%, respetivamente.

Já em termos das estratégias dos gestores, a inclusão da condicionalidade no modelo de Carhart (1997) conduzirá a uma maior distinção entre as estratégias desenvolvidas pelos gestores nas duas fases do mercado. Assim, e de acordo com a tabela 4.53, este modelo continua a revelar que os gestores adotam uma maior exposição às ações com menor capitalização bolsista tanto em “*bull market*” como em “*bear market*”. No entanto, parece agora que em “*bear market*” haverá também uma ligação da rendibilidade das carteiras à das ações com menor *book-to-market* ($\beta_{c,HML}<0$ e estatisticamente significativo a 10%, na amostra total) e à das ações com maior rendibilidade no último ano ($\beta_{c,MOM}>0$ e estatisticamente significativo a 5%, na amostra total).

A tabela 4.54 revela que a utilização das variáveis de informação pública pelos gestores será inferior comparativamente com aquela que é revelada pela aplicação da medida de Jensen (1968) condicional (tabela 4.52). Tal é particularmente notório no painel A, onde apenas o

Reino Unido e a Suécia rejeitam a hipótese de que as três variáveis sejam conjuntamente iguais a zero, a 10% e 5%, respetivamente.

Tabela 4.54. Modelo de Carhart condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - "Bull market"													
Alemanha	211	0,0004	0,921 ***	0,151 **	0,004	0,075 *	0,031	0,118	0,718	84%	0,050	0,606	0,184
Bélgica	198	-0,0012	0,859 ***	0,006	-0,120 **	0,093 ***	-0,014	-0,111	-0,075	87%	0,003	0,880	0,000
Espanha	82	-0,0016	0,949 ***	-0,006	0,114 **	0,060	0,048	0,136	0,989 **	80%	0,135	0,244	0,050
França	317	0,0001	0,786 ***	0,264 ***	0,065	0,043	-0,133	0,112	1,601 **	77%	0,000	0,123	0,000
Itália	95	-0,0018 *	0,850 ***	0,096 ***	-0,033	0,018	-0,065	0,064	0,337	91%	0,010	0,715	0,037
Reino Unido	506	0,0007	0,852 ***	0,213 ***	0,108	0,007	0,148	0,200	-0,869	85%	0,001	0,092	0,000
Suécia	68	-0,0003	1,042 ***	0,170 ***	0,068	-0,003	0,052	0,298 **	-1,301	84%	0,043	0,043	0,000
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0005	0,894 ***	0,128 ***	0,030	0,042	0,010	0,117	0,200	92%	0,001	0,627	0,008
Painel B - "Bear market"													
Alemanha	212	-0,0029	0,984 ***	0,165 ***	-0,116 *	0,070 *	-0,175	0,114	0,979	93%	0,000	0,069	0,000
Bélgica	196	-0,0001	0,770 ***	0,048	-0,196 **	-0,029	-0,132	-0,379 **	0,059	89%	0,000	0,067	0,000
Espanha	83	-0,0023	0,963 ***	0,095 **	-0,057	0,054 **	-0,210 *	-0,074	0,889	95%	0,000	0,179	0,000
França	305	-0,0037 *	0,958 ***	0,175 ***	0,025	0,066 **	-0,133	0,039	1,294	94%	0,000	0,052	0,000
Itália	87	-0,0026	0,846 ***	0,089 ***	-0,112 ***	0,058 ***	-0,144	-0,005	0,424	97%	0,000	0,125	0,000
Reino Unido	489	-0,0044 ***	0,941 ***	0,122 **	0,035	0,089 ***	-0,144	0,061	0,786	92%	0,000	0,022	0,000
Suécia	67	-0,0029	0,998 ***	0,002	-0,132 **	0,037	-0,277	-0,111	2,052 **	93%	0,195	0,074	0,073
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0027	0,923 ***	0,100 ***	-0,079 *	0,049 **	-0,173	-0,051	0,926	96%	0,000	0,194	0,000

A contribuição das capacidades (ou melhor, a falta delas!) de seletividade e *timing* para o desempenho global dos gestores pode ser analisada através da aplicação do modelo de Treynor e Mazuy (1966) (equação 3.14), cujos resultados são apresentados na tabela 4.55.

Neste contexto, o pior desempenho obtido em “*bear market*” parece dever-se à deficiente capacidade de antecipação destas fases do mercado (*timing*), dado que a capacidade de seleção de títulos até será menos negativa nesta fase. Na realidade, enquanto em “*bull market*” o valor de α_c é de -0,0008 para a amostra total e há um país (Itália) com seletividade negativa e estatisticamente significativa a 5%, em “*bear market*” o valor de α_c é de -0,0003 e não há nenhum país com desempenho estatisticamente significativo. Já em termos de *timing*, o valor de β_{2c} na amostra total é de 0,323 em “*bull market*” e de apenas -0,649 em “*bear market*”. De forma consistente com estes valores, enquanto em “*bull market*” há um país (Reino Unido) com desempenho positivo e estatisticamente significativo a 10%, em “*bear market*”, embora também haja um país com desempenho positivo e estatisticamente positivo a 10% (Bélgica), há três países com desempenho negativo e estatisticamente significativo, dois a 1% (França e Reino Unido) e um a 5% (Espanha).

Note-se que a Bélgica, o país que demonstrou na amostra global (secção 4.5.1) um desempenho menos negativo, opõe-se, de certa forma, à tendência acima descrita. Assim, a seletividade será inferior em “*bear market*” mas a capacidade de *timing* será positiva e significativa nesta fase do mercado. Neste contexto, alguma capacidade dos gestores destes fundos de previsão da evolução do mercado será conseguida apenas em “*bear market*”, dado que em “*bull market*” o β_{2c} é mesmo negativo, embora não significativo estatisticamente. Por outro lado, para o pior desempenho obtido pela Itália na amostra global (secção 4.5.1) parece contribuir a ausência de capacidade de seletividade demonstrada em “*bull market*” ($\alpha_c = -0,0025$ e estatisticamente significativo a 5%).

À semelhança do verificado nas secções anteriores, o valor do coeficiente de correlação entre seletividade e *timing* volta a indicar que os gestores optam pela especialização numa destas componentes do desempenho, com maior incidência em períodos de descida do mercado, onde este coeficiente assume o valor de -0,91.

Tabela 4.55. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R^2 Ajust.
Painel A - "Bull market"					
Alemanha	211	0,0007	0,922 ***	-0,035	82%
Bélgica	198	0,0001	0,839 ***	-0,636	84%
Espanha	82	-0,0018	0,929 ***	0,509	80%
França	317	-0,0009	0,826 ***	0,555	73%
Itália	95	-0,0025 **	0,858 ***	0,509	90%
Reino Unido	506	-0,0002	0,854 ***	0,686 *	82%
Suécia	68	-0,0010	1,026 ***	0,676	83%
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0008	0,894 ***	0,323	91%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,55$					
Painel B - "Bear market"					
Alemanha	212	0,0004	1,003 ***	-0,934	87%
Bélgica	196	-0,0028	0,933 ***	1,088 *	84%
Espanha	83	0,0011	0,954 ***	-1,040 **	94%
França	305	0,0017	0,897 ***	-1,472 ***	91%
Itália	87	-0,0009	0,855 ***	-0,618	92%
Reino Unido	489	0,0003	0,854 ***	-1,405 ***	90%
Suécia	67	-0,0021	1,114 ***	-0,166	92%
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0003	0,944 ***	-0,649	93%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,91$					

A aplicação da equação 3.19, que considera a condicionalidade no âmbito do modelo de Treynor e Mazuy (1966), conduz aos resultados apresentados na tabela 4.56.

Relativamente à tabela 4.55, as ilações obtidas sobre os resultados não são globalmente alteradas. Tal acontece quanto ao desempenho em seletividade e *timing*, à correlação negativa entre ambas (notando-se apenas um aumento desta em “*bull market*”) e ainda quanto ao poder explicativo deste modelo. A análise dos valores do teste de *Wald* permite interpretações idênticas às descritas com base na tabela 4.52, ou seja, aquando da determinação da medida de Jensen (1968) condicional. Assim, parece não haver variação temporal dos *betas* na amostra total. A nível dos países, parece haver uma tendência para que os gestores que usam as variáveis de informação pública numa fase do mercado já não a usam na outra e vice-versa.

Na tabela 4.57 são apresentados os resultados da aplicação da equação 3.15, a qual incorpora no modelo de Treynor e Mazuy (1966) os fatores do modelo de Carhart (1997). Relativamente à tabela 4.55 verifica-se um aumento da significância estatística de β_{2c} , pelo que se torna mais clara a diferença de desempenho de *timing* entre períodos de “*bull market*” e de “*bear market*”. Na realidade, a amostra total no painel A (painel B) mostra um desempenho de *timing* positivo (negativo) e estatisticamente significativo a 10% (5%). Neste contexto, é reforçada a ideia de que o pior desempenho dos fundos em “*bear market*” dever-se-á à deficiente capacidade de previsão dos gestores nesta fase do mercado.

Em complemento ao anteriormente referido, quanto à possível origem do fraco desempenho dos fundos italianos na amostra global, parece agora que este pode dever-se não só à deficiente capacidade de seleção de títulos em “*bull market*” ($\alpha_c < 0$ e estatisticamente significativo a 5%), mas também à deficiente capacidade de previsão de descida do mercado ($\beta_{2c} < 0$ e estatisticamente significativo a 1%).

A inclusão dos fatores do modelo de Carhart (1997) no de Treynor e Mazuy (1966) tem efeitos opostos a nível da correlação entre seletividade e *timing* e do poder explicativo da regressão. Assim, e ainda relativamente à tabela 4.55, o $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ diminui para -0,10 e -0,39, enquanto o coeficiente de determinação ajustado aumenta para 92% e 96% na amostra total, respetivamente, em “*bull market*” e em “*bear market*”.

Tabela 4.56. Modelo de Treynor e Mazuy condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - "Bull market"									
Alemanha	211	0,0008	0,926 ***	-0,175	0,118	0,063	0,111	82%	0,820
Bélgica	198	-0,0007	0,844 ***	0,144	-0,013	-0,247 **	-1,859 *	85%	0,008
Espanha	82	-0,0016	0,918 ***	0,362	0,017	0,000	0,784	80%	0,384
França	317	-0,0002	0,810 ***	0,043	0,020	0,103	1,776 ***	73%	0,006
Itália	95	-0,0025 **	0,860 ***	0,504	-0,011	0,014	-0,099	90%	0,970
Reino Unido	506	-0,0002	0,873 ***	0,365	0,264	0,195	-0,205	82%	0,011
Suécia	68	-0,0010	1,063 ***	0,262	0,149	0,311 **	-0,762	83%	0,031
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0008	0,899 ***	0,215	0,078	0,063	-0,036	91%	0,658
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,85$									
Painel B - "Bear market"									
Alemanha	212	-0,0006	0,978 ***	-0,690	-0,182	0,058	-0,365	87%	0,034
Bélgica	196	-0,0037	0,898 ***	1,138 *	-0,334	-0,533 **	-0,554	85%	0,053
Espanha	83	0,0004	0,934 ***	-0,898 **	-0,144	-0,063	-0,095	93%	0,302
França	305	0,0010	0,875 ***	-1,297 ***	-0,060	0,054	0,623	91%	0,624
Itália	87	-0,0012	0,850 ***	-0,554 *	-0,121	-0,030	-0,799	92%	0,022
Reino Unido	489	0,0000	0,846 ***	-1,298 ***	-0,028	0,104	0,028	90%	0,571
Suécia	67	-0,0042	1,046 ***	0,247	-0,307	-0,159	1,103	92%	0,574
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0012	0,918 ***	-0,479	-0,168	-0,081	-0,008	93%	0,326
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,91$									

Tabela 4.57. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R ² Ajust.	Wald
Painel A - "Bull market"									
Alemanha	211	0,0001	0,914 ***	0,377	0,162 ***	0,017	0,060 *	84%	0,042
Bélgica	198	-0,0017	0,872 ***	0,150	0,003	-0,108 **	0,108 ***	87%	0,000
Espanha	82	-0,0025 *	0,944 ***	0,837	0,010	0,139 ***	0,051 *	80%	0,011
França	317	-0,0006	0,787 ***	0,645 **	0,276 ***	0,109 *	0,018	77%	0,000
Itália	95	-0,0027 **	0,848 ***	0,672 *	0,100 ***	-0,018	0,023	91%	0,003
Reino Unido	506	-0,0003	0,827 ***	0,863 **	0,219 ***	0,077	0,029	84%	0,000
Suécia	68	-0,0009	1,003 ***	0,769	0,170 ***	0,017	0,015	83%	0,005
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0012	0,885 ***	0,616 *	0,134 ***	0,033	0,043 **	92%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,10$									
Painel B - "Bear market"									
Alemanha	212	-0,0003	0,984 ***	-0,874 **	0,166 ***	-0,121 *	0,047	92%	0,000
Bélgica	196	-0,0012	0,835 ***	0,617	0,064	-0,176 *	-0,018	88%	0,000
Espanha	83	0,0009	0,945 ***	-1,043 ***	0,083 **	-0,080	0,036	96%	0,000
França	305	-0,0010	0,944 ***	-0,967 ***	0,171 ***	0,018	0,044	94%	0,000
Itália	87	-0,0003	0,826 ***	-0,781 ***	0,078 **	-0,134 ***	0,045 **	97%	0,000
Reino Unido	489	-0,0017	0,918 ***	-0,962 ***	0,113 **	0,017	0,070 **	92%	0,000
Suécia	67	-0,0014	1,083 ***	-0,341	0,036	-0,088	0,013	93%	0,527
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0007	0,933 ***	-0,622 **	0,102 **	-0,081	0,034	96%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,39$									

A tabela 4.57 indica uma ligeira diferença de estratégias desenvolvidas pelos gestores nas duas fases do mercado. Tanto em “*bull market*” como em “*bear market*” as carteiras são mais expostas à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB}>0$ e estatisticamente significativo na amostra total), sendo adicionalmente expostas também às ações com maior rendibilidade no último ano em “*bull market*” ($\beta_{c,MOM}>0$ e estatisticamente significativo na amostra total).

A aplicação do último modelo, expresso pela equação 3.20, onde é incluída a condicionalidade no modelo de Treynor e Mazuy (1966) com os fatores do modelo de Carhart (1997), conduz aos resultados apresentados na tabela 4.58. A comparação destes resultados com os obtidos na tabela anterior (4.57) indica que há uma diminuição da significância estatística de *timing* (a nível dos países e da amostra total), um aumento da correlação negativa entre seletividade e *timing*, mantendo-se o poder explicativo do modelo.

Este último modelo revela algumas diferenças (embora não muito substanciais) entre as estratégias implementadas pelos gestores nas duas fases do mercado, sendo as mesmas relativamente semelhantes às indicadas pelo modelo de Carhart (1997) condicional (tabela 4.54). São ainda mostrados valores elevados do teste de *Wald*, o que revela pouca utilização das variáveis de informação pública pelos gestores dos fundos.

A análise e comparação dos resultados obtidos pela aplicação dos oito modelos em fases opostas de evolução do mercado apontam para algumas ilações predominantes. Assim, o desempenho dos fundos em “*bear market*” será inferior ao desempenho em “*bull market*”, sendo esta diferença originada por alguma existência ou ausência de capacidade de *timing*. Assim, haverá deficiente capacidade de previsão das descidas do mercado e alguma capacidade de previsão das subidas.

A nível dos países, por um lado, o desempenho menos negativo identificado pelos fundos belgas na amostra global (secção 4.5.1) parece refletir a contribuição de alguma capacidade de *timing* dos seus gestores, principalmente em “*bear market*” (embora pouco significativa estatisticamente). Por outro lado, para o pior desempenho dos fundos italianos na amostra global contribuirá a deficiente capacidade de seletividade em “*bull market*” e alguma deficiente capacidade de *timing* em “*bear market*”.

Tabela 4.58. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional para fases de “bull market” e para fases de “bear market”

Esta tabela apresenta, para os anos de “bull market” e de “bear market”, ou seja, em que $R_{m,t} > R_{f,t}$ (1994 a 1999, 2003 a 2007 e 2009) (painel A) e em que $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ (2000 a 2002 e 2008) (painel B), respetivamente, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Painel A - "Bull market"														
Alemanha	211	0,0001	0,921 ***	0,198	0,153 **	0,007	0,078 *	0,028	0,103	0,670	84%	0,040	0,783	0,191
Bélgica	198	-0,0017	0,858 ***	0,351	0,009	-0,115 **	0,098 ***	-0,019	-0,139	-0,160	87%	0,005	0,677	0,000
Espanha	82	-0,0025 *	0,947 ***	0,676	0,000	0,123 **	0,070 **	0,037	0,082	0,826	80%	0,043	0,512	0,012
França	317	-0,0006	0,785 ***	0,484	0,268 ***	0,072	0,050	-0,141	0,074	1,484 **	77%	0,000	0,152	0,000
Itália	95	-0,0027 **	0,848 ***	0,656	0,102 ***	-0,023	0,028	-0,076	0,012	0,179	91%	0,003	0,779	0,028
Reino Unido	506	-0,0003	0,851 ***	0,704 **	0,219 ***	0,118	0,017	0,136	0,144	-1,039	85%	0,000	0,113	0,001
Suécia	68	-0,0010	1,041 ***	0,485	0,174 ***	0,074	0,004	0,044	0,259 *	-1,418	84%	0,031	0,060	0,000
AMOSTRA TOTAL	1477	-0,0012	0,893 ***	0,508	0,132 ***	0,037	0,049 **	0,001	0,076	0,077	92%	0,000	0,908	0,004
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,50$														
Painel B - "Bear market"														
Alemanha	212	-0,0011	0,950 ***	-0,613	0,148 **	-0,143 *	0,064 *	-0,103	0,161	0,898	93%	0,000	0,109	0,000
Bélgica	196	-0,0020	0,806 ***	0,657	0,066	-0,167 *	-0,023	-0,210	-0,429 **	0,146	89%	0,000	0,057	0,000
Espanha	83	0,0003	0,913 ***	-0,885 **	0,070 *	-0,097 *	0,046 **	-0,106	-0,006	0,771	95%	0,000	0,554	0,000
França	305	-0,0012	0,911 ***	-0,848 *	0,151 ***	-0,013	0,059 **	-0,033	0,104	1,182	94%	0,000	0,184	0,000
Itália	87	-0,0007	0,810 ***	-0,648 **	0,071 **	-0,142 ***	0,052 ***	-0,068	0,045	0,338	97%	0,000	0,355	0,000
Reino Unido	489	-0,0021	0,896 ***	-0,807 *	0,099 *	-0,001	0,082 ***	-0,049	0,123	0,679	92%	0,000	0,205	0,000
Suécia	67	-0,0029	0,999 ***	0,011	0,003	-0,131 *	0,038	-0,278	-0,112	2,054 **	93%	0,273	0,082	0,073
AMOSTRA TOTAL	1439	-0,0014	0,898 ***	-0,448	0,087 **	-0,099 *	0,045 **	-0,121	-0,016	0,867	96%	0,000	0,451	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = -0,58$														

A relação entre as duas componentes do desempenho (seletividade e *timing*) mostra-se negativa, sendo a mesma mais acentuada em “*bear market*”.

É identificada alguma diferença entre as estratégias adotadas pelos gestores nas duas fases do mercado, sendo a mesma mais visível nalguns modelos do que noutros. Contudo, parece que independentemente da fase em que se encontre o mercado os gestores mantêm sempre uma exposição das suas carteiras às ações com menor capitalização bolsista.

Dados estes resultados, para o menor desempenho dos fundos em “*bear market*” poderá contribuir a maior especialização em seletividade ou *timing* e alguma diferença de estratégias adotadas nas duas fases do mercado. Note-se que, o facto da maior especialização em seletividade ou *timing* poder contribuir para um pior desempenho é consistente com os resultados obtidos nas secções anteriores (4.5.2, 4.5.3 e 4.5.4).

A introdução da condicionalidade nos modelos não influencia as ilações gerais obtidas sem inclusão da mesma, assim como é mantido o poder explicativo dos modelos. A utilização do modelo de Carhart (1997) aumenta o poder explicativo dos modelos e provoca algumas alterações na significância estatística do desempenho, principalmente em termos de *timing*.

4.6. Relação entre comportamento de competição/estratégico, concentração/diversificação das carteiras e desempenho

Após análise, nas três secções anteriores (4.3, 4.4 e 4.5), respetivamente, do comportamento de competição/estratégico, da concentração/diversificação das carteiras e do desempenho dos fundos de investimento na União Europeia, importa agora investigar a possível relação existente entre estas três vertentes da indústria ao nível dos vários mercados/países.

De acordo com a metodologia definida no capítulo 3, é utilizado um indicador para cada uma das três vertentes que permita a ordenação dos países e posterior aplicação do *Spearman's*

Rank Correlation Coefficient entre elas. No comportamento de competição/estratégico, a medida que espelha o comportamento dos gestores dos fundos é o CPR. Na aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a obtenção de um valor do CPR superior (inferior) a um mostra evidência de comportamento de competição (estratégico) ou, de outra forma, quanto mais altos (baixos) forem os valores do CPR maior será a evidência de comportamento de competição (estratégico). Dado que esta medida foi calculada para cinco períodos de avaliação, é utilizado como indicador do nível de comportamento de competição/estratégico a média do CPR nestes cinco períodos¹⁶². Como indicador do nível de concentração/diversificação das carteiras de cada país é usada a média do peso (percentagem) do risco específico¹⁶³ dos fundos de cada país. Assim, quanto mais alto (baixo) for este indicador maior será o nível de concentração (diversificação) das carteiras dos fundos de cada país. Como indicador do desempenho (global) dos fundos nos vários países são utilizados os resultados obtidos pelo modelo de Carhart (1997). A utilização deste modelo justifica-se pelo facto de ser aquele que mais contribui (vejam-se os resultados obtidos na secção 4.5) para explicar a rendibilidade em excesso dos fundos, contribuindo também para o aumento da significância estatística do desempenho global. Refira-se que a condicionalidade não será usada no âmbito deste modelo, dado que a introdução da mesma não afetou o desempenho nem o poder explicativo do modelo.

Baseada nos resultados apresentados nas tabelas 4.4, 4.14 e 4.21 é construída a tabela 4.59, onde é apresentada a relação entre as três vertentes através do cálculo do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009).

Os resultados do painel B sugerem que existe uma relação positiva entre comportamento estratégico e concentração das carteiras, entre comportamento estratégico e desempenho e entre concentração das carteiras e desempenho, sendo o valor do *Spearman's Rank Correlation Coefficient*, respetivamente, de 0,43, 0,11 e 0,68. Contudo, este parâmetro apenas

¹⁶² Dado que é o comportamento estratégico aquele que é claramente identificado, é também relativamente a este que são efetuadas as análises.

¹⁶³ Note-se que, conforme resulta da interpretação do coeficiente de determinação obtido através do Modelo de Mercado, a qual é efetuada no capítulo 3, é indiferente a utilização do coeficiente de determinação (que representa a percentagem do risco de mercado das carteiras) ou da percentagem do risco específico das carteiras, como indicadores do nível de concentração/diversificação dos fundos. Na realidade, tal acontece dado que a soma dos dois indicadores corresponde a 100% do risco de uma carteira.

é estatisticamente significativo (a um nível de 10%) entre o nível de concentração das carteiras e o desempenho global.

Tabela 4.59. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no período global

Esta tabela apresenta, no painel A, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos existentes em cada país, os indicadores de comportamento estratégico, de concentração das carteiras e de desempenho global em cada país. Estes indicadores são, respetivamente, a média do CPR resultante da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a média do risco específico em percentagem obtido através do Modelo de Mercado e, as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$. É ainda apresentada, entre parêntesis, a ordenação dos países de acordo com cada um dos indicadores, ou seja, do menor para o maior comportamento estratégico, da menor para a maior concentração das carteiras e do pior para o melhor desempenho. No painel B são apresentados os valores do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* entre as três vertentes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Painel A - Indicadores

Países	N.º fundos	Comportamento estratégico - CPR	Concentração - Risco específico	Desempenho - α_c
Alemanha	212	0,848 (5)	19,7% (5)	-0,0012 (6)
Bélgica	202	0,717 (6)	50,0% (7)	-0,0006 (7)
Espanha	83	0,652 (7)	18,2% (4)	-0,0021 ** (2)
França	318	0,971 (1)	18,0% (3)	-0,0022 * (3)
Itália	95	0,858 (4)	14,4% (1)	-0,0022 *** (1)
Reino Unido	507	0,885 (3)	20,6% (6)	-0,0014 (4)
Suécia	68	0,928 (2)	14,6% (2)	-0,0013 (5)

Painel B - Spearman's Rank Correlation Coefficient

	Comportamento estratégico	Concentração	Desempenho
Comportamento estratégico	1	0,43	0,11
Concentração		1	0,68*
Desempenho			1

Face a estes resultados parece que o comportamento estratégico leva os gestores a concentrarem mais as carteiras, sendo que também este mesmo comportamento estratégico pode conduzir à obtenção de um melhor desempenho. Contudo, o resultado mais relevante, face à sua significância estatística, indica que os mercados da União Europeia onde os gestores mais concentram as carteiras são aqueles em que é obtido um desempenho superior (ou melhor, menos negativo). A Itália e a Bélgica ilustram bem esta realidade. Por um lado, a Itália, sendo o mercado que apresenta maior diversificação dos seus fundos (menor risco específico, sendo este de 14,4%), é também o que evidencia o menor desempenho ($\alpha_c = -0,0022$ e estatisticamente significativo a 1%). Por outro, a Bélgica, tendo os fundos com maior concentração das carteiras (maior risco específico, sendo este de 50%) é o que obtém o desempenho menor negativo ($\alpha_c = -0,0006$).

A obtenção de melhor desempenho nos mercados onde existe maior concentração das carteiras é consistente com os resultados alcançados pela maior parte de outros estudos que se enquadram nesta temática, os quais observam que os fundos com carteiras mais concentradas são os que obtêm melhor desempenho. É o caso do trabalho de Huij e Derwall (2011), que aplica a mesma medida de concentração de carteiras no mercado americano. Também para o mesmo mercado, embora aplicando medidas diferentes de concentração das carteiras, Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005, 2007) e Cremers e Petajisto (2009) e, ainda, para o mercado australiano, Brands, Brown e Gallagher (2005), chegam a resultados similares. Resultados opostos são obtidos, contudo, por Osório (2009) para o mercado português, onde é identificada uma relação negativa entre o nível de concentração das carteiras e o seu desempenho.

Com o objetivo de se testar a robustez da relação positiva identificada entre concentração das carteiras e desempenho a nível dos países, é também estudada esta relação mas agora a nível individual dos fundos de investimento. Conforme definido no capítulo 3, este estudo pode ser efetuado através de duas metodologias complementares, tendo como referência o mesmo período de tempo.

De acordo com a primeira metodologia, os fundos são classificados em concentrados e diversificados, assim como em fundos com pior desempenho e melhor desempenho. Como

efetuado na secção 4.4, um fundo é considerado como concentrado (diversificado) se possuir um valor do coeficiente de determinação, resultante da expressão 3.9, inferior (igual ou superior) à mediana deste parâmetro para todos os 1485 fundos da amostra durante o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009). Um fundo é considerado como tendo pior (melhor) desempenho se o α_c obtido através do modelo de Carhart (1997) (expressão 3.13) for inferior (igual ou superior) à mediana do desempenho para todos os 1485 fundos da amostra, considerando também o período global. Com base nestas classificações é criada uma tabela de contingência 2x2 em que cada fundo é colocado numa de quatro células: (Concentrados, Piores); (Concentrados, Melhores); (Diversificados, Piores); e, (Diversificados, Melhores).

Na tabela 4.60 são apresentados os resultados obtidos com a aplicação da metodologia descrita.

A tabela mostra que são os fundos concentrados (diversificados) os que obtêm melhor (pior) desempenho. Na realidade, dos 1485 fundos da amostra total, 30% apresentam as carteiras mais concentradas e o melhor desempenho, enquanto apenas 20% apresentam as carteiras mais diversificadas e o melhor desempenho. A nível dos fundos com pior desempenho, apenas 20% são concentrados, enquanto 30% são diversificados. Estes valores conduzem a que se verifique, na amostra total, uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre o nível de concentração das carteiras e o desempenho obtido. Estes resultados são também observados para a maior parte dos países (Bélgica, Espanha, Itália e Suécia). Apenas entre os fundos franceses parece existir uma relação negativa e significativa entre a concentração das carteiras e o desempenho. Globalmente, estes resultados reforçam os já observados na tabela 4.59, ou seja, parece haver uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o nível de concentração das carteiras e o desempenho obtido.

Tabela 4.60. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no período global

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de fundos incluídos em cada célula. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. Os fundos são classificados como piores (melhores) se as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%)¹⁶⁴.

+ (++) : Relação positiva e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)

- (--) : Relação negativa e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	Número de fundos				Cross- Product Ratio	χ^2	Relação
		Concentrados		Diversificados				
		Piores	Melhores	Piores	Melhores			
Alemanha	212	22%	28%	25%	26%	1,21	1,70	
Bélgica	202	7%	69%	18%	5%	33,64	219,50	++
Espanha	83	23%	22%	42%	13%	3,01	14,88	++
França	318	27%	17%	32%	24%	0,87	14,70	--
Itália	95	17%	11%	58%	15%	2,46	55,61	++
Reino Unido	507	23%	28%	25%	24%	1,30	3,11	
Suécia	68	12%	21%	44%	24%	3,28	15,29	++
AMOSTRA TOTAL	1485	20%	30%	30%	20%	2,08	48,73	++

De acordo com a segunda metodologia complementar, a relação entre a concentração das carteiras e o desempenho é estudada através da comparação do desempenho de uma carteira constituída por fundos concentrados com o desempenho de uma carteira constituída por fundos diversificados, tendo ainda como referência o mesmo período de tempo. Assim, na tabela 4.61 são apresentados os resultados da aplicação do modelo de Carhart (1997) (expressão 3.13) aos dois grupos de fundos.

¹⁶⁴ O valor do χ^2 tabelado para um grau de liberdade com um nível de significância de 5% e 1% é de 3,841 e 6,635, respetivamente.

Tabela 4.61. Modelo de Carhart não condicional para os fundos concentrados e para os fundos diversificados no período global

Esta tabela apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para os fundos concentrados (painel A) e para os fundos diversificados (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,f,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \epsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos concentrados e a carteira de fundos diversificados. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Painel A - Fundos concentrados								
Alemanha	105	-0,0011	0,987 ***	0,214 ***	-0,095 **	0,054 **	87%	0,000
Bélgica	154	0,0004	0,725 ***	0,089 *	-0,261 ***	0,055	72%	0,000
Espanha	37	-0,0017	0,961 ***	0,107	0,041	0,045 *	83%	0,024
França	141	-0,0020	0,883 ***	0,245 ***	0,051	0,010	83%	0,000
Itália	26	-0,0014	0,860 ***	0,196 ***	-0,087 ***	0,023	87%	0,000
Reino Unido	257	-0,0012	0,886 ***	0,192 ***	0,061	0,040	85%	0,000
Suécia	22	-0,0007	1,076 ***	0,136 **	-0,039	-0,021	84%	0,056
AMOSTRA TOTAL	742	-0,0011	0,911 ***	0,169 ***	-0,047	0,029 *	92%	0,000
Painel B - Fundos diversificados								
Alemanha	107	-0,0013	0,992 ***	0,087 ***	-0,022	0,016	92%	0,000
Bélgica	48	-0,0027 ***	1,044 ***	0,045 ***	-0,017	0,014	97%	0,000
Espanha	46	-0,0017 *	0,976 ***	0,047	-0,022	0,000	88%	0,536
França	177	-0,0025 ***	0,963 ***	0,146 ***	0,060 **	0,018	92%	0,000
Itália	69	-0,0026 ***	0,871 ***	0,055 ***	-0,045 ***	0,019 **	96%	0,000
Reino Unido	250	-0,0018 **	0,969 ***	0,105 ***	0,011	0,024	92%	0,000
Suécia	46	-0,0019 **	1,048 ***	0,052	-0,053	0,002	93%	0,074
AMOSTRA TOTAL	743	-0,0021 ***	0,980 ***	0,077 ***	-0,013	0,013	96%	0,000
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		0,0010 **	-0,069 ***	0,092 ***	-0,035 *	0,016 *		

Na tabela anterior pode verificar-se que, enquanto o α_c dos fundos concentrados é neutro (não estatisticamente significativo em todos os países e na amostra total), o α_c dos fundos diversificados é, excluindo a Alemanha, negativo e estatisticamente significativo para todos os restantes países e amostra total. Em consonância, a diferença de desempenho entre os dois grupos de fundos é estatisticamente significativa a 5% ($\alpha_c=0,0010$). Neste contexto, os resultados desta tabela voltam a reforçar os obtidos na tabela 4.59. Assim, os fundos com carteiras mais concentradas parece mostrarem, de facto, maior capacidade em obterem um melhor desempenho (menos negativo) do que os fundos com carteiras mais diversificadas. Como referido na secção 2.4, o melhor desempenho dos fundos com carteiras mais concentradas pode advir, entre outros fatores, das vantagens informativas possuídas pelos gestores em determinados setores e/ou títulos da economia¹⁶⁵.

Os resultados da aplicação do modelo de Carhart (1997) para os dois grupos de fundos sugerem também que tanto os fundos concentrados como os diversificados expõem mais as suas carteiras à rendibilidade das ações com menor capitalização bolsista ($\beta_{c,SMB}>0$) e às ações de crescimento ($\beta_{c,HML}<0$). Contudo, face às diferenças entre ambos os grupos a nível da amostra total ($\beta_{c,SMB}=0,092$ e estatisticamente significativo a 1% e, $\beta_{c,HML}=-0,035$ e estatisticamente significativo a 10%), parece que tal é mais notório entre os fundos mais concentrados. Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005) e Brands, Brown e Gallagher (2005) obtêm ilações idênticas quando estudam, respetivamente, os fundos de ações americanos e australianos.

Além da análise da relação entre as três vertentes da indústria para o período global é, ainda, e adicionalmente, estudada a mesma para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001) e para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009), sendo os resultados das mesmas apresentadas, respetivamente, nas tabelas 4.62 e 4.63^{166, 167}.

¹⁶⁵ Esta ideia é consistente com os resultados obtidos em vários estudos descritos na secção 2.4, os quais observam melhor desempenho para os fundos que constituem as suas carteiras com títulos mais próximos geograficamente, havendo, assim, uma maior tendência de concentração das carteiras. O “efeito distância” é, contudo, um assunto não explorado no âmbito do presente trabalho.

¹⁶⁶ A tabela 4.62 é baseada nos resultados das tabelas 4.6, 4.15 e 4.29. A tabela 4.63 é baseada nos resultados das tabelas 4.7, 4.15 e 4.29.

¹⁶⁷ Nas secções 4.3, 4.4 e 4.5 são analisadas cada uma das três vertentes através, ainda, de outras subamostras (fundos novos, fundos antigos, fundos pequenos, fundos grandes e, ainda, fases de “*bull market*” e fases de “*bear market*”). Em resultados não apresentados para estes cenários, verifica-se que a relação entre as três vertentes é globalmente similar à evidenciada nesta secção. Note-se, contudo, que a compartimentação excessiva da amostra para a análise da relação entre estas três vertentes pode conduzir a resultados com pouco significado!

Tabela 4.62. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no subperíodo 1

Esta tabela apresenta, no painel A, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001), além do número de fundos existentes em cada país, os indicadores de comportamento estratégico, de concentração das carteiras e de desempenho global em cada país. Estes indicadores são, respetivamente, a média do CPR resultante da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a média do risco específico em percentagem obtido através do Modelo de Mercado e, as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$. É ainda apresentada, entre parêntesis, a ordenação dos países de acordo com cada um dos indicadores, ou seja, do menor para o maior comportamento estratégico, da menor para a maior concentração das carteiras e do pior para o melhor desempenho. No painel B são apresentados os valores do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* entre as três vertentes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Painel A - Indicadores

Países	N.º fundos	Comportamento estratégico - CPR	Concentração - Risco específico	Desempenho - α_c
Alemanha	110	0,822 (6)	27,3% (4)	-0,0011 (7)
Bélgica	55	1,204 (2)	20,8% (1)	-0,0030 ** (1)
Espanha	57	0,936 (5)	30,5% (5)	-0,0027 (4)
França	138	1,098 (3)	39,6% (7)	-0,0025 (5)
Itália	48	1,029 (4)	24,7% (3)	-0,0028 ** (2)
Reino Unido	231	0,719 (7)	30,4% (6)	-0,0026 * (3)
Suécia	44	1,741 (1)	23,6% (2)	-0,0014 (6)

Painel B - Spearman's Rank Correlation Coefficient

	Comportamento estratégico	Concentração	Desempenho
Comportamento estratégico	1	0,57	0,07
Concentração		1	0,29
Desempenho			1

No subperíodo 1 (tabela 4.62), à semelhança do identificado no período global, existirá uma relação positiva entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho. No entanto, enquanto o *Spearman's Rank Correlation Coefficient* se mantém relativamente semelhante entre comportamento estratégico e concentração (0,57) e entre comportamento estratégico e desempenho (0,07), sendo não significativo estatisticamente, o valor deste parâmetro para a relação entre concentração e desempenho baixa substancialmente (passa de 0,68 para 0,29), conduzindo agora a um valor não estatisticamente significativo.

Tabela 4.63. Relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho no subperíodo 2

Esta tabela apresenta, no painel A, para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009), além do número de fundos existentes em cada país, os indicadores de comportamento estratégico, de concentração das carteiras e de desempenho global em cada país. Estes indicadores são, respetivamente, a média do CPR resultante da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), a média do risco específico em percentagem obtido através do Modelo de Mercado e, as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{c,m} R_{m,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$. É ainda apresentada, entre parêntesis, a ordenação dos países de acordo com cada um dos indicadores, ou seja, do menor para o maior comportamento estratégico, da menor para a maior concentração das carteiras e do pior para o melhor desempenho. No painel B são apresentados os valores do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* entre as três vertentes. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Painel A - Indicadores

Países	N.º fundos	Comportamento estratégico - CPR	Concentração - Risco específico	Desempenho - α_c
Alemanha	212	0,857 (3)	16,9% (5)	-0,0004 (5)
Bélgica	202	0,662 (6)	49,2% (7)	0,0016 (7)
Espanha	83	0,588 (7)	13,1% (3)	-0,0009 (2)
França	318	0,935 (2)	13,3% (4)	-0,0007 (4)
Itália	95	0,796 (4)	10,0% (1)	-0,0013 *
Reino Unido	507	0,965 (1)	17,7% (6)	0,0006 (6)
Suécia	68	0,709 (5)	11,0% (2)	-0,0007 (3)

Painel B - Spearman's Rank Correlation Coefficient

	Comportamento estratégico	Concentração	Desempenho
Comportamento estratégico	1	-0,21	-0,29
Concentração		1	0,96***
Desempenho			1

No subperíodo 2 (tabela 4.63), e relativamente ao período global e ao subperíodo 1, observa-se uma redução do valor do *Spearman's Rank Correlation Coefficient* para a relação entre comportamento estratégico e concentração das carteiras e entre comportamento estratégico e desempenho. Este parâmetro torna-se mesmo negativo nas duas situações (sendo de -0,21 e -0,29, respetivamente), continuando, contudo, a não ser estatisticamente significativo. Já relativamente à relação entre concentração e desempenho esta aumenta bastante quando

comparada com o período global e subperíodo 1, sendo agora de 0,96 e estatisticamente significativa a 1%.

De forma a clarificar a diferença da relação entre concentração e desempenho entre os dois subperíodos, é elaborada uma tabela de contingência, dentro dos moldes definidos no capítulo 3, para cada um destes subperíodos. Estas tabelas são apresentadas nos anexos 4.27 e 4.28, respetivamente, para o subperíodo 1 e subperíodo 2. É visível uma relação positiva mais intensa no subperíodo 2 face ao subperíodo 1. Na realidade, no subperíodo 2, com exceção da Alemanha, todos os países evidenciam uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre o nível de concentração das carteiras e o desempenho obtido. Já no subperíodo 1 apenas três países mostram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho. Neste subperíodo há mesmo dois países (Alemanha e Bélgica) que evidenciam uma relação negativa e estatisticamente significativa entre estas duas vertentes.

A análise entre os níveis de concentração dos fundos e o desempenho obtido tem sido estudada com referência ao mesmo período de tempo. Contudo, como referido no capítulo 3, a mesma pode ser analisada com base em diferentes períodos. Desta forma, é possível identificar uma relação (ou não) de causa/efeito entre o nível de concentração das carteiras num período (subperíodo 1) e o seu desempenho no período seguinte (subperíodo 2). Pretende-se, neste contexto, responder à seguinte questão: Quais os fundos que se espera virem a apresentar um melhor desempenho no subperíodo 2? Os que apresentam, no subperíodo 1, carteiras mais concentradas ou mais diversificadas?

Seguindo a metodologia definida no capítulo 3, um fundo é classificado como concentrado (diversificado) se possuir um R^2 , resultante do Modelo de Mercado, inferior (igual ou superior) à mediana deste coeficiente, considerando-se apenas o subperíodo 1 e os fundos existentes no mesmo (683). Um fundo é considerado como tendo pior (melhor) desempenho se o mesmo for inferior (igual ou superior) à mediana do desempenho, no subperíodo 2, dos fundos existentes no subperíodo 1. Com base nesta classificação é construída uma tabela de contingência, a qual é apresentada na tabela 4.64.

Tabela 4.64. Relação entre concentração das carteiras no subperíodo 1 e desempenho dos fundos no subperíodo 2

Esta tabela apresenta, além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total no subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001), as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de fundos incluídos em cada célula. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para os fundos no subperíodo 1 (683). Estes fundos são classificados como piores (melhores) se as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro, considerando o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009). O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).

+ (++) : Relação positiva e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras num período e desempenho dos fundos no período seguinte a um nível de significância de 5% (1%)

- (--) : Relação negativa e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras num período e desempenho dos fundos no período seguinte a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	Número de fundos				Cross- Product Ratio	χ^2	Relação
		Concentrados		Diversificados				
		Piores	Melhores	Piores	Melhores			
Alemanha	110	23%	23%	28%	26%	1,07	0,98	
Bélgica	55	13%	16%	49%	22%	2,89	17,95	++
Espanha	57	23%	25%	37%	16%	2,51	5,25	+
França	138	37%	36%	14%	13%	1,07	27,97	++
Itália	48	21%	13%	58%	8%	4,20	30,00	++
Reino Unido	231	17%	32%	19%	31%	1,20	17,57	++
Suécia	44	11%	30%	43%	16%	7,06	10,91	++
AMOSTRA TOTAL	683	22%	28%	28%	22%	1,61	9,61	++

Os resultados da tabela anterior evidenciam uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a concentração das carteiras no subperíodo 1 e o desempenho obtido no subperíodo 2. De facto, com exceção da Alemanha, todos os países mostram uma relação positiva e estatisticamente significativa entre as duas vertentes. Assim, serão os fundos mais concentrados no subperíodo 1 aqueles que obtêm melhor desempenho no subperíodo 2.

Adicionalmente, o estudo da relação de causa/efeito entre concentração das carteiras e desempenho pode ser efetuada comparando-se, no subperíodo 2, o desempenho da carteira de fundos concentrados com o desempenho da carteira de fundos diversificados, sendo que a construção destas carteiras é feita com base no grau de concentração/diversificação de cada

fundo no subperíodo 1. As estimativas de desempenho de ambas as carteiras são apresentadas na tabela 4.65.

Tabela 4.65. Modelo de Carhart não condicional para os fundos concentrados e para os fundos diversificados no subperíodo 2, com base na classificação do subperíodo 1

Esta tabela apresenta, para os fundos concentrados (painel A) e para os fundos diversificados (painel B), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total no subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2009), as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{m,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total no subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009). Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para os fundos no subperíodo 1 (683). A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. É ainda apresentada, relativamente à amostra total, a diferença de resultados entre a carteira de fundos concentrados e a carteira de fundos diversificados. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Painel A - Fundos concentrados								
Alemanha	50	-0,0005	1,151 ***	0,077	-0,149 *	0,091 ***	95%	0,000
Bélgica	16	0,0006	1,088 ***	0,049	-0,079	0,073 *	90%	0,035
Espanha	27	-0,0007	1,058 ***	0,042	-0,051	0,067 ***	96%	0,007
França	100	-0,0006	1,038 ***	0,078	0,003	0,065 ***	96%	0,007
Itália	16	-0,0010	0,904 ***	0,006	-0,039	-0,003	97%	0,531
Reino Unido	114	0,0007	1,009 ***	0,073	-0,016	0,084 *	90%	0,021
Suécia	18	0,0002	1,202 ***	-0,022	-0,154 **	-0,020	93%	0,164
AMOSTRA TOTAL	341	-0,0002	1,064 ***	0,043	-0,069	0,051 *	96%	0,039
Painel B - Fundos diversificados								
Alemanha	60	-0,0006	1,059 ***	0,002	-0,114	0,070 **	95%	0,005
Bélgica	39	-0,0017 **	1,089 ***	0,036	-0,123 ***	-0,009	98%	0,001
Espanha	30	-0,0011	1,072 ***	-0,013	-0,082 ***	0,018	98%	0,030
França	38	-0,0009	1,069 ***	0,055	-0,038	0,059 ***	98%	0,001
Itália	32	-0,0016 **	0,891 ***	-0,014	-0,039	0,031 ***	97%	0,018
Reino Unido	117	0,0001	1,041 ***	0,036	-0,100	0,071 *	94%	0,013
Suécia	26	-0,0016 *	1,099 ***	-0,020	-0,124 **	-0,005	96%	0,070
AMOSTRA TOTAL	342	-0,0010	1,046 ***	0,012	-0,089 **	0,034	98%	0,020
Diferença (AMOSTRA TOTAL)		0,0008 *	0,018	0,032 *	0,019	0,017 *		

Os resultados da tabela 4.65 mostram que os fundos concentrados do subperíodo 1 obtêm um desempenho superior no subperíodo 2 relativamente aos fundos diversificados. Na realidade, em qualquer dos sete países o valor do desempenho global (α_c) é sempre superior para os fundos concentrados. Esta situação conduz a que a diferença de desempenho, a nível da amostra total, seja estatisticamente significativa, embora a apenas 10%. Estes resultados reforçam a ideia de que o nível de concentração das carteiras pode ser, de facto, um indicador importante do desempenho futuro dos fundos!

Globalmente, os resultados desta secção apontam para maior evidência de relação positiva do que negativa entre comportamento estratégico e concentração das carteiras e entre comportamento estratégico e desempenho, embora os resultados não permitem identificar uma relação suficientemente robusta. Já entre a concentração das carteiras e o desempenho obtido parece haver, de facto, uma forte relação positiva. Tal facto é particularmente visível no subperíodo 2, mostrando que serão os fundos/mercados com carteiras mais concentradas aqueles que tendem a obter melhor desempenho. Os resultados mostram ainda que são os fundos com carteiras mais concentradas no subperíodo 1 aqueles que apresentam um melhor desempenho no subperíodo 2.

4.7. Conclusões

Neste capítulo é estudado o comportamento de competição/estratégico, a concentração/diversificação das carteiras e o desempenho dos fundos de investimento, assim como a relação entre estas três vertentes, através de uma amostra de 1485 FIM de ações globais de sete países da União Europeia. De forma a permitir testar a robustez dos resultados obtidos e compreender melhor o comportamento dos gestores/fundos, a análise das três vertentes é efetuada em diferentes cenários. Assim, é considerado o efeito do *survivorship bias*, os resultados em diferentes períodos temporais, a idade e dimensão dos fundos e, ainda, o comportamento dos mesmos em fases de subida e descida do mercado.

A aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) indica que serão os fundos com melhor desempenho na primeira parte do ano, os que mais aumentam o risco das suas carteiras na segunda parte do mesmo, havendo, desta forma, evidência de comportamento estratégico entre os FIM de ações globais da União Europeia. Este comportamento será mais intenso na Bélgica, Espanha e Reino Unido e, excetuando neste último país, no período mais recente (2002 a 2009) e entre os fundos novos. Nestes três países, os cenários mais propícios ao desenvolvimento deste comportamento parecem ser: na Bélgica, no período mais recente e em fases de descida do mercado; na Espanha, também no período mais recente e, ainda, em fases de subida do mercado e entre os fundos mais novos e com carteiras de menor dimensão; e, no Reino Unido, no período mais afastado no tempo (1994 a 2001) e entre os fundos antigos.

A identificação de comportamento estratégico entre os FIM da União Europeia é consistente, em geral, com os estudos mais recentes que aplicam a mesma metodologia. É o caso do trabalho de Jans e Otten (2008) sobre fundos de ações domésticos do Reino Unido, dos de Hallahan, Faff e Benson (2008) e Hallahan e Faff (2009) sobre fundos de pensões australianos, e do de Elton, Gruber, Blake, Krasny e Ozelge (2010) sobre fundos de ações dos Estados Unidos da América.

Através do coeficiente de determinação, obtido através do Modelo de Mercado, e utilizado para análise dos níveis de concentração das carteiras dos fundos, observa-se que serão os fundos com carteiras mais concentradas aqueles que alcançam uma redução superior do risco total. Desta forma, parece que os gestores destes fundos selecionam títulos, setores ou mercados com uma volatilidade inferior aos gestores com fundos mais diversificados. A Bélgica será o país onde esta situação é mais clara, ou seja, onde os fundos mais concentram as carteiras, obtendo, dessa forma, um reduzido risco total. Pelo contrário, a Itália afasta-se claramente deste resultado, dado que sendo o país com maior diversificação das carteiras consegue também um reduzido risco total para as mesmas.

Na avaliação do desempenho dos fundos são utilizados oito modelos/medidas: a medida de Jensen (1968) não condicional e condicional; o modelo de Carhart (1997) não condicional e condicional; o modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional e condicional; e, ainda, o

modelo de Treynor e Mazuy (1966) expandido no contexto do modelo de Carhart (1997), também nas suas especificações não condicional e condicional. Os resultados destes modelos revelam um desempenho neutro a negativo dos fundos da União Europeia. Este desempenho mostra-se menos negativo no período mais recente (2002 a 2009), essencialmente em termos de desempenho global e capacidade de seleção de títulos. Os fundos antigos (pequenos) evidenciam mesmo um pior desempenho que os fundos novos (grandes), o qual parece ser originado tanto pela deficiente capacidade de seletividade como da de *timing*. É ainda possível observar que o desempenho dos fundos parece ser inferior em períodos de descida do mercado face a períodos de subida, sendo esta diferença de desempenho originada pela falta de capacidade de previsão das descidas e alguma capacidade de previsão das subidas do mercado. Existe também evidência de *survivorship bias*, na medida em que a exclusão dos fundos extintos na amostra provoca algum aumento do desempenho, apresentando os fundos sobreviventes um desempenho superior aos extintos.

Note-se que o desempenho neutro, mesmo negativo, dos gestores de ativos financeiros tanto a nível de desempenho global, como nas componentes de seletividade e *timing*, particularmente nesta última, e ainda a correlação negativa identificada entre estas duas componentes do desempenho é identificado por grande parte das investigações desenvolvidas em diversos mercados, com destaque para os Estados Unidos da América por ser o mais estudado.

O país que mostra um desempenho menos negativo dos fundos é a Bélgica, para o qual parecem contribuir dois fatores. Por um lado, o melhor desempenho obtido no período mais recente (2002 a 2009), tanto em termos de desempenho global como nas componentes de seletividade e *timing*. Por outro, alguma capacidade de previsão dos movimentos do mercado, principalmente em fases de descida do mesmo.

A Itália será o país com o pior desempenho, para o qual muito contribuirá a falta de capacidade de seleção de títulos por parte dos gestores, sendo esta mais evidente entre os fundos antigos e nos que possuem carteiras de menor dimensão, assim como em períodos de subida do mercado. De todas as formas, questões fiscais, as quais são referidas na secção 4.2.2, podem contribuir para o fraco desempenho obtido pelos fundos italianos.

O fraco desempenho obtido pelos gestores de fundos da União Europeia poderá ser justificado, pelo menos em parte, pelo comportamento dos mesmos na gestão das suas carteiras, em duas perspetivas. Primeira, a opção pela especialização numa das duas componentes do desempenho (seletividade e *timing*), sendo a mesma mais acentuada nos fundos antigos e nos fundos pequenos, assim como em fases de descida do mercado. Segunda, a opção pela maior sensibilidade das carteiras às ações com menor capitalização bolsista e alguma para aquelas ações com rendibilidades superiores no passado recente (último ano).

A comparação dos resultados obtidos pelos vários modelos, quanto à inclusão de informação pública nos mesmos e à utilização de modelos multifatores, permite duas constatações. Por um lado, a introdução da condicionalidade nos modelos parece não afetar nem o poder explicativo dos mesmos nem o desempenho dos fundos de investimento. Por outro, a utilização do modelo multifator de Carhart (1997) mostra um aumento do poder explicativo dos modelos, aumentando a significância estatística do desempenho global e diminuindo a significância estatística da capacidade de *timing*. Globalmente, e dado que as estimativas de desempenho global e de *timing* são tendencialmente negativas, a utilização do modelo de Carhart (1997) levará a uma evidência mais clara de pior desempenho global e de melhor desempenho de *timing*.

Na última parte deste capítulo é analisada a relação entre as três vertentes anteriores da indústria de fundos de investimento. Os resultados conduzem a duas ilações. Por um lado, parece existir uma ligeira evidência de que, aquando do desenvolvimento de comportamento estratégico, os gestores tendem a concentrar mais as carteiras dos fundos de investimento e a obterem um melhor desempenho¹⁶⁸. Por outro, os resultados indicam, de forma clara, que a maior concentração das carteiras dos fundos/mercados conduzirá a um melhor desempenho dos mesmos. De facto, existe uma relação positiva entre a concentração das carteiras e o seu desempenho, a qual é mais forte no período mais recente (2002 a 2009). Esta relação é também identificada entre períodos de tempo sucessivos, tendo sido evidenciado que os fundos com carteiras mais concentradas num período de tempo tendem a obter um melhor desempenho no período seguinte. A identificação da relação positiva entre a concentração das

¹⁶⁸ As relações analisadas não são, contudo, estatisticamente robustas.

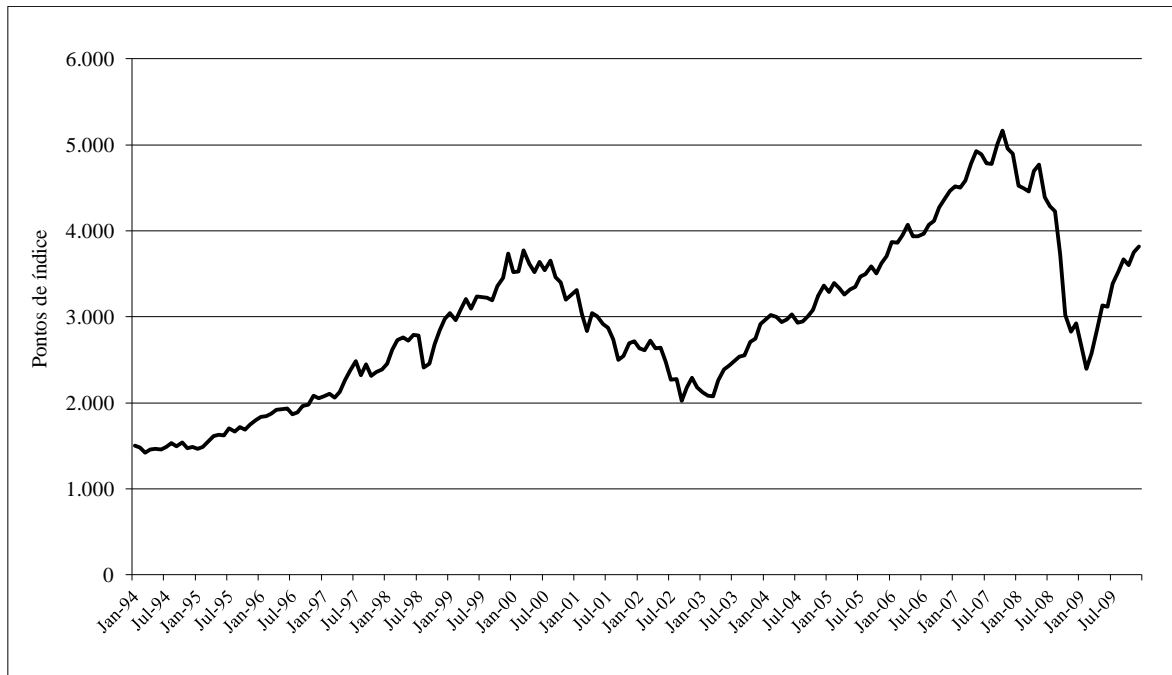
carteiras e o desempenho obtido tem sido predominante nos poucos estudos que analisam, ainda, este assunto, como é o caso do trabalho recente de Huij e Derwall (2011).

ANEXOS DO CAPÍTULO 4

Anexo 4.1. Número de fundos da amostra sobreviventes, novos e extintos, por país e por ano

N.º fundos:	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Soma	Média
Sobreviventes	27	27	33	47	55	71	110	142	153	156	157	168	186	207	200	175		120
Novos	1	6	6	14	8	16	39	32	11	3	1	11	18	26			186	14
Extintos														5	7	25	37	12
Sobreviventes	6	8	9	12	20	30	55	61	66	68	68	98	131	198	188	184		75
Novos	1	2	1	3	8	10	25	6	5	2	30	33	33	71			197	15
Extintos														4	10	4	18	6
Sobreviventes	4	4	4	16	32	44	57	65	69	72	73	74	76	75	69	53		49
Novos	2			12	16	12	13	8	4	3	1	1	2	7			81	7
Extintos														8	6	16	30	10
Sobreviventes	53	57	67	81	100	114	138	166	183	200	215	245	275	303	286	252		171
Novos	3	4	10	14	19	14	24	28	17	17	15	30	35	38			268	19
Extintos													5	10	17	34	66	17
Sobreviventes	23	26	27	31	33	40	48	65	71	76	84	84	83	68	51	45		53
Novos	2	3	1	4	2	7	8	17	6	5	8		4	7			74	6
Extintos													5	22	17	6	50	13
Sobreviventes	122	133	136	144	166	196	231	270	309	335	358	393	423	477	462	433		287
Novos	17	11	3	8	22	30	35	39	39	26	23	35	44	70			402	29
Extintos													14	16	15	29	74	19
Sobreviventes	17	19	21	22	26	37	44	46	50	53	55	60	60	62	62	59		43
Novos	3	2	2	1	4	11	7	2	4	3	2	5	2	6			54	4
Extintos													2	4		3	9	3
Sobreviventes	252	274	297	353	432	532	683	815	901	960	1010	1122	1234	1390	1318	1201		798
Novos	29	22	23	56	79	100	151	132	86	59	50	112	138	225	0	0	1262	79
Extintos	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	26	69	72	117	284	18
Taxa sobreviventes	9%	8%	8%	19%	22%	23%	28%	19%	11%	7%	5%	11%	10%	13%	-5%	-9%		11%
crescimento anual	-24%	5%	5%	143%	41%	27%	51%	-13%	-35%	-31%	-15%	124%	23%	63%	-100%	0%		17%
Extintos (Amostra)	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	165%	4%	63%		15%

Anexo 4.2. Evolução mensal do índice *MSCI World*

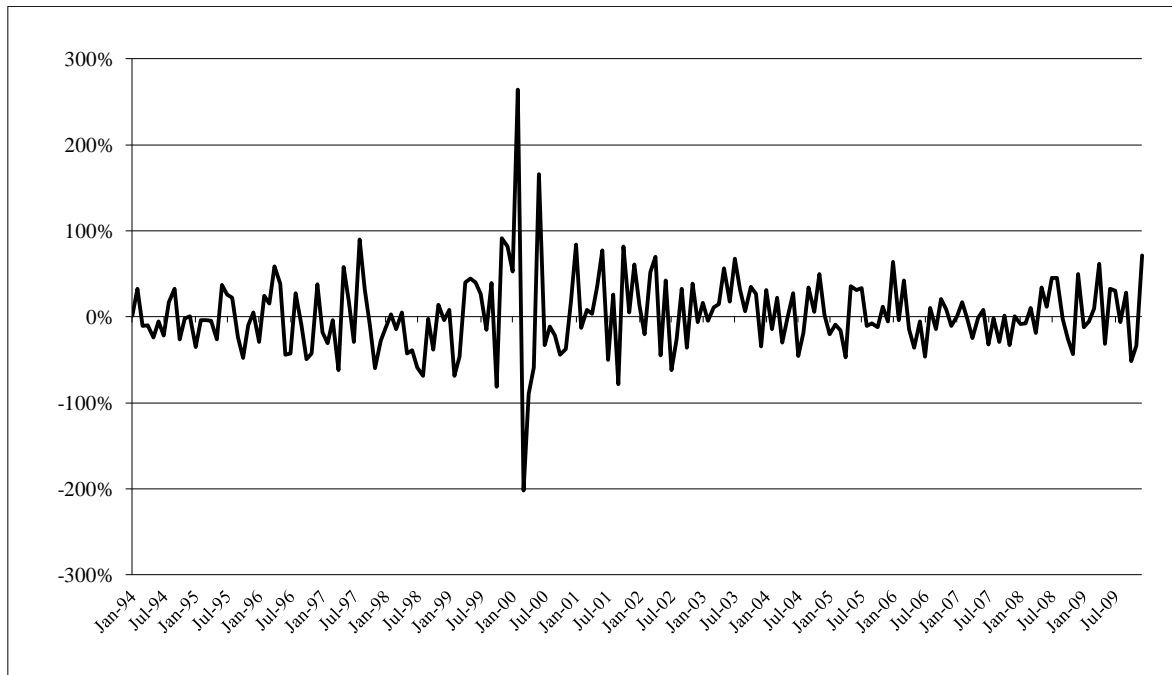


Rendibilidade	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
anual	7,5%	15,3%	14,5%	-227,2%	135,8%

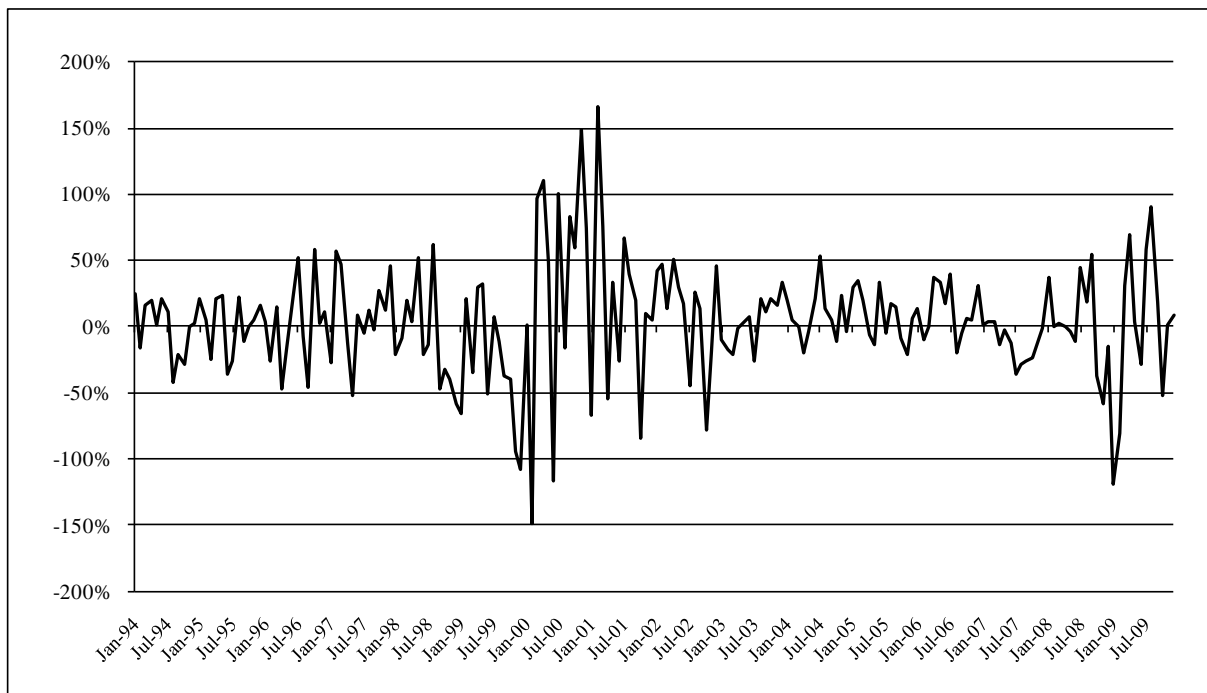
Anexo 4.3. Evolução mensal da *one-month eurodollar deposit rate* (taxa anual)



Taxa anual	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
	4,0%	0,5%	4,8%	0,3%	6,6%

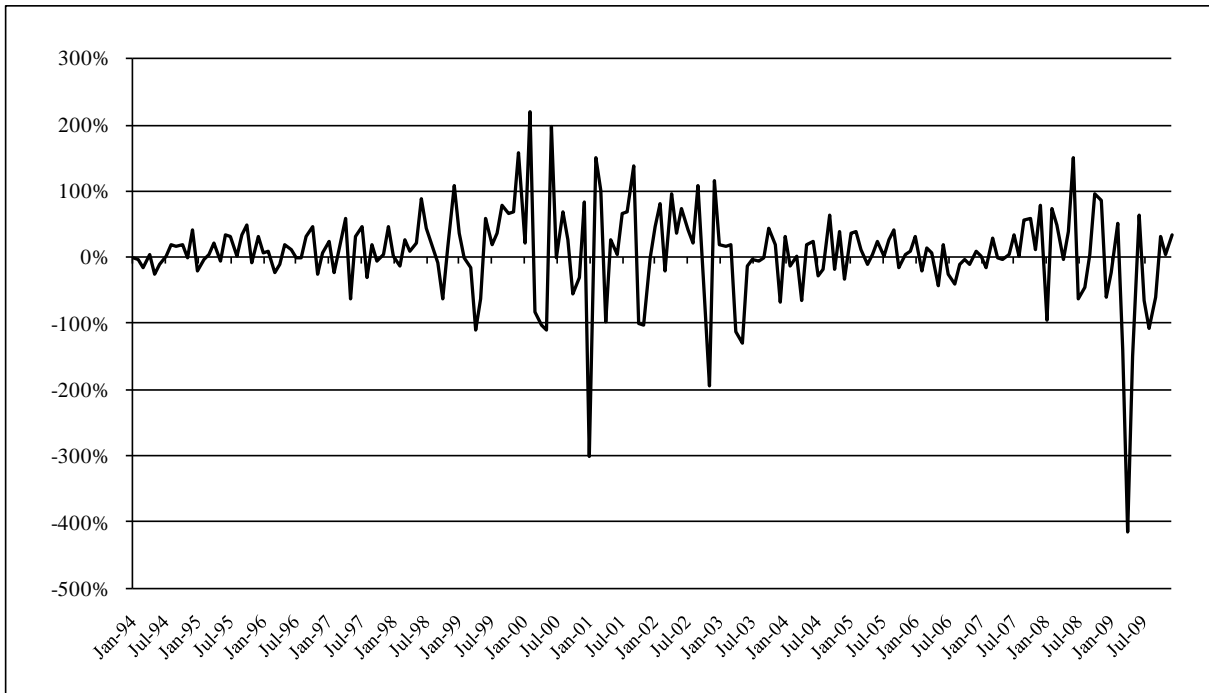
Anexo 4.4. Evolução do valor mensal do fator SMB (taxa anual)

Taxa anual	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
	2,3%	13,0%	-2,1%	-202,2%	263,9%

Anexo 4.5. Evolução do valor mensal do fator HML (taxa anual)

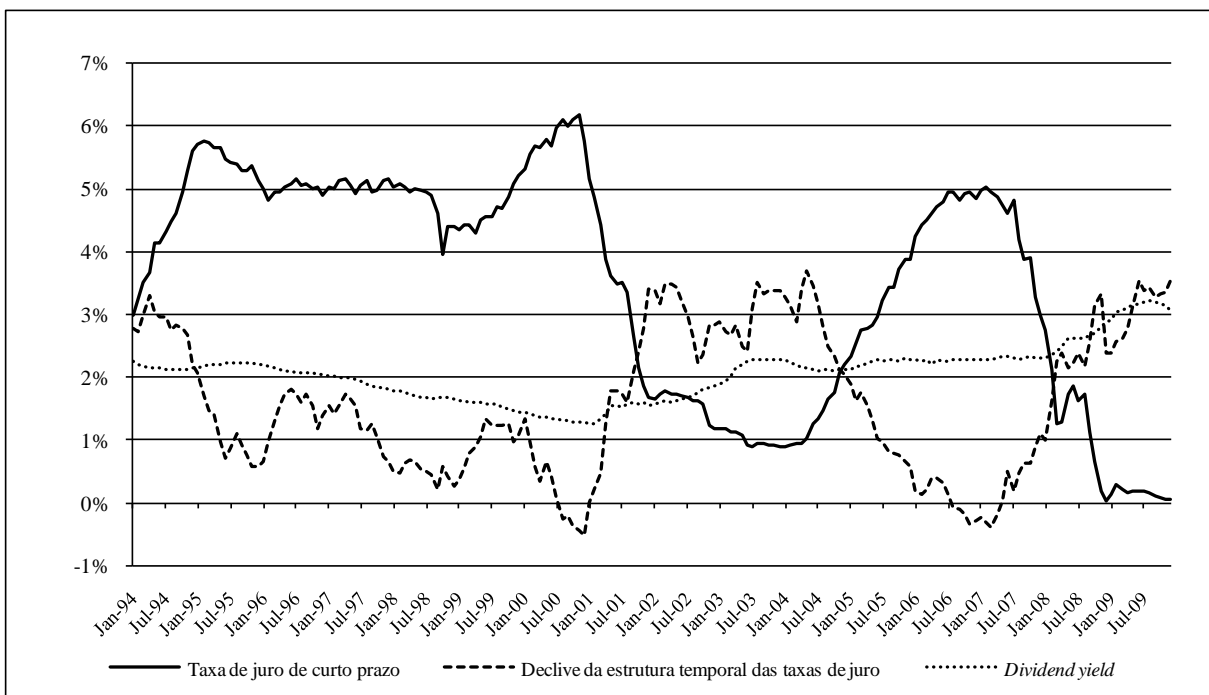
Taxa anual	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
	3,7%	12,2%	3,9%	-148,4%	166,4%

Anexo 4.6. Evolução do valor mensal do fator MOM (taxa anual)



Taxa anual	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
	5,7%	20,0%	7,8%	-416,3%	220,2%

Anexo 4.7. Evolução do valor mensal das variáveis condicionais (taxa anual)



Anexo 4.8. Testes às premissas do modelo de regressão linear – Modelos não condicionais

Este anexo apresenta, para os modelos não condicionais, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para cada país e para a amostra total, além do número de fundos, o valor da probabilidade associada ao teste de Chow (1960) para a permanência da estrutura (H_0 : Não há mudança estrutural); ao teste de Jarque-Bera (1987) para a normalidade (H_0 : Os erros seguem uma distribuição normal); ao teste de White (1980) para a homoscedasticidade (H_0 : Existe homoscedasticidade); e, ao teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978)- Godfrey (1978) para a ausência de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos (H_0 : Não existe autocorrelação de primeira ordem). As carteiras são construídas com iguais ponderações. R e RR representam as carteiras que rejeitam H_0 a um nível de significância de 5% e 1%, respetivamente.

Países	N.º fundos	Permanência estrutura	Normalidade	Homoscedasticidade	Ausência de autocorrelação
Painel A - Medida de Jensen (1968) - Equação 3.12					
Alemanha	212	0,386	0,000 RR	0,550	0,461
Bélgica	202	0,000 RR	0,000 RR	0,000 RR	0,000 RR
Espanha	83	0,012 R	0,000 RR	0,296	0,019 R
França	318	0,000 RR	0,000 RR	0,379	0,021 R
Itália	95	0,665	0,000 RR	0,891	0,328
Reino Unido	507	0,028 R	0,242	0,001 RR	0,056
Suécia	68	0,413	0,000 RR	0,173	0,021 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,105	0,000 RR	0,696	0,856
Painel B - Modelo de Carhart (1997) - Equação 3.13					
Alemanha	212	0,0105 R	0,097	0,532	0,367
Bélgica	202	0,0395 R	0,000 RR	0,000 RR	0,155998
Espanha	83	0,0355 R	0,000 RR	0,000 RR	0,016 R
França	318	0,0000 RR	0,000 RR	0,467	0,060
Itália	95	0,0136 R	0,000 RR	0,982	0,366
Reino Unido	507	0,0005 RR	0,133	0,000 RR	0,024 R
Suécia	68	0,0201 R	0,000 RR	0,404	0,012 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0005 RR	0,065	0,663	0,552
Painel C - Modelo de Treynor e Mazuy (1966) - Equação 3.14					
Alemanha	212	0,2887	0,000 RR	0,758	0,531
Bélgica	202	0,0000 RR	0,000 RR	0,000 RR	0,001 RR
Espanha	83	0,0355 R	0,000 RR	0,494	0,018 R
França	318	0,0002 RR	0,001 RR	0,882	0,030 R
Itália	95	0,8300	0,000 RR	0,980	0,272
Reino Unido	507	0,0844	0,589	0,150	0,038 R
Suécia	68	0,4739	0,000 RR	0,298	0,021 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,1711	0,000 RR	0,924	0,965
Painel D - Modelo de Treynor e Mazuy (1966) com Carhart (1997) - Equação 3.15					
Alemanha	212	0,0303 R	0,115	0,454	0,320
Bélgica	202	0,0532	0,000 RR	0,000 RR	0,200
Espanha	83	0,0730	0,000 RR	0,002 RR	0,014 R
França	318	0,0005 RR	0,000 RR	0,407	0,060
Itália	95	0,0243 R	0,000 RR	0,999	0,351
Reino Unido	507	0,0019 RR	0,159	0,000 RR	0,014 R
Suécia	68	0,0370 R	0,000 RR	0,422	0,011 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0021 RR	0,076	0,836	0,544

Anexo 4.9. Testes às premissas do modelo de regressão linear – Modelos condicionais

Este anexo apresenta, para os modelos condicionais, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), para cada país e para a amostra total, além do número de fundos, o valor da probabilidade associada ao teste de Chow (1960) para a permanência da estrutura (H_0 : Não há mudança estrutural); ao teste de Jarque-Bera (1987) para a normalidade (H_0 : Os erros seguem uma distribuição normal); ao teste de White (1980) para a homoscedasticidade (H_0 : Existe homoscedasticidade); e, ao teste do multiplicador de Lagrange de Breusch (1978)- Godfrey (1978) para a ausência de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos (H_0 : Não existe autocorrelação de primeira ordem). As carteiras são construídas com iguais ponderações. R e RR representam as carteiras que rejeitam H_0 a um nível de significância de 5% e 1%, respectivamente.

Países	N.º fundos	Permanência estrutura	Normalidade	Homoscedasticidade	Ausência de autocorrelação
Painel A - Medida de Jensen - Equação 3.17					
Alemanha	212	0,0490 R	0,000 RR	0,839	0,638
Bélgica	202	0,0010 RR	0,000 RR	0,000 RR	0,002 RR
Espanha	83	0,1089	0,000 RR	0,694	0,027 R
França	318	0,0025 RR	0,001 RR	0,968	0,116
Itália	95	0,6919	0,000 RR	0,195	0,228
Reino Unido	507	0,0019 RR	0,189	0,393	0,091
Suécia	68	0,0279 R	0,000 RR	0,676	0,013 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0177 R	0,000 RR	0,927	0,887
Painel B - Modelo de Carhart (1997) - Equação 3.18					
Alemanha	212	0,0020 RR	0,108	0,836	0,556
Bélgica	202	0,0207 R	0,000 RR	0,000 RR	0,115
Espanha	83	0,1442	0,000 RR	0,020 R	0,019 R
França	318	0,0013 RR	0,001 RR	0,991	0,128
Itália	95	0,0268 R	0,000 RR	0,988	0,211
Reino Unido	507	0,0001 RR	0,299	0,065	0,022 R
Suécia	68	0,0010 RR	0,000 RR	0,443	0,007 RR
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0001 RR	0,041 R	0,968	0,821
Painel C - Modelo de Treynor e Mazuy (1966) - Equação 3.19					
Alemanha	212	0,0196 R	0,000 RR	0,692	0,708
Bélgica	202	0,0016 RR	0,000 RR	0,000 RR	0,003 RR
Espanha	83	0,1601	0,000 RR	0,847	0,023 R
França	318	0,0058 RR	0,001 RR	0,990	0,111
Itália	95	0,7816	0,000 RR	0,289	0,213
Reino Unido	507	0,0069 RR	0,287	0,794	0,040 R
Suécia	68	0,0469 R	0,000 RR	0,614	0,012 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0196 R	0,000 RR	0,895	0,856
Painel D - Modelo de Treynor e Mazuy (1966) com Carhart (1997) - Equação 3.20					
Alemanha	212	0,0014 RR	0,174	0,667	0,477
Bélgica	202	0,0307 R	0,000 RR	0,000 RR	0,121
Espanha	83	0,1782	0,000 RR	0,032 R	0,016 R
França	318	0,0032 RR	0,000 RR	0,978	0,098
Itália	95	0,0423 R	0,000 RR	0,958	0,216
Reino Unido	507	0,0003 RR	0,388	0,104	0,008 RR
Suécia	68	0,0022 RR	0,000 RR	0,153	0,013 R
AMOSTRA TOTAL	1485	0,0002 RR	0,058	0,854	0,745

Anexo 4.10. Classificação do período amostral em fases de “bull market” e em fases de “bear market”

Este anexo apresenta, para cada um dos anos do período amostral, a rentabilidade média mensal do mercado (R_m) representada pelo índice *MSCI World* e a taxa média mensal do ativo isento de risco (R_f) representada pela *one-month eurodollar deposit rate*. A classificação de cada ano em “bull market” e “bear market” é efetuada de acordo com Merton (1981), ou seja, é considerado “bull market” quando $R_{m,t} > R_{f,t}$ e “bear market” quando $R_{m,t} \leq R_{f,t}$. As taxas são expressas em termos anuais.

Anos	R_m	R_f	<i>Bull market / Bear market</i>
1994	6,0%	4,3%	<i>Bull market</i>
1995	19,8%	5,9%	<i>Bull market</i>
1996	13,5%	5,3%	<i>Bull market</i>
1997	16,1%	5,5%	<i>Bull market</i>
1998	24,2%	5,4%	<i>Bull market</i>
1999	23,5%	5,1%	<i>Bull market</i>
2000	-12,8%	6,3%	<i>Bear market</i>
2001	-16,4%	3,8%	<i>Bear market</i>
2002	-19,8%	1,7%	<i>Bear market</i>
2003	30,1%	1,1%	<i>Bull market</i>
2004	14,6%	1,4%	<i>Bull market</i>
2005	9,9%	3,3%	<i>Bull market</i>
2006	19,2%	5,1%	<i>Bull market</i>
2007	9,6%	5,3%	<i>Bull market</i>
2008	-47,7%	3,0%	<i>Bear market</i>
2009	29,7%	0,6%	<i>Bull market</i>

Anexo 4.11. Medida de Jensen não condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas do coeficiente α_c positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c					
		+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	85(40%)	3(1%)	1(0%)	127(60%)	13(6%)	7(3%)
Bélgica	202	135(67%)	3(1%)	0(0%)	67(33%)	7(3%)	15(7%)
Espanha	83	21(25%)	3(4%)	0(0%)	62(75%)	6(7%)	9(11%)
França	318	100(31%)	4(1%)	1(0%)	218(69%)	23(7%)	15(5%)
Itália	95	15(16%)	0(0%)	0(0%)	80(84%)	17(18%)	21(22%)
Reino Unido	507	205(40%)	10(2%)	4(1%)	302(60%)	14(3%)	4(1%)
Suécia	68	25(37%)	0(0%)	0(0%)	43(63%)	6(9%)	7(10%)
AMOSTRA TOTAL	1485	586(39%)	23(2%)	6(0%)	899(61%)	86(6%)	78(5%)

Anexo 4.12. Medida de Jensen não condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_c R_{mf,t} + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_c	R^2 Ajust.
Alemanha	37	-0,0028 ***	1,024 ***	88%
Bélgica	18	0,0003	0,795 ***	79%
Espanha	30	-0,0031 ***	0,927 ***	87%
França	66	-0,0025 **	0,878 ***	77%
Itália	50	-0,0029 ***	0,873 ***	92%
Reino Unido	74	-0,0015	0,880 ***	84%
Suécia	9	-0,0038 ***	1,139 ***	87%
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0023 ***	0,929 ***	92%

Anexo 4.13. Medida de Jensen condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas do coeficiente α_c positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c					
		+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	86(41%)	5(2%)	0(0%)	126(59%)	8(4%)	8(4%)
Bélgica	202	143(71%)	3(1%)	0(0%)	59(29%)	4(2%)	17(8%)
Espanha	83	23(28%)	2(2%)	2(2%)	60(72%)	11(13%)	6(7%)
França	318	117(37%)	5(2%)	1(0%)	201(63%)	24(8%)	19(6%)
Itália	95	14(15%)	0(0%)	0(0%)	81(85%)	13(14%)	26(27%)
Reino Unido	507	184(36%)	13(3%)	3(1%)	323(64%)	19(4%)	8(2%)
Suécia	68	20(29%)	0(0%)	0(0%)	48(71%)	8(12%)	9(13%)
AMOSTRA TOTAL	1485	587(40%)	28(2%)	6(0%)	898(60%)	87(6%)	93(6%)

Anexo 4.14. Medida de Jensen condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Alemanha	37	-0,0025 **	1,003 ***	-0,146	0,112	0,494	88%	0,156
Bélgica	18	0,0001	0,767 ***	-0,236	-0,416 ***	0,079	79%	0,053
Espanha	30	-0,0030 ***	0,907 ***	-0,115	-0,035	0,842 *	87%	0,191
França	66	-0,0021 *	0,846 ***	-0,157	0,107	1,743 ***	78%	0,000
Itália	50	-0,0028 ***	0,865 ***	-0,088	0,017	-0,277	92%	0,197
Reino Unido	74	-0,0013	0,882 ***	0,048	0,167	0,455	84%	0,366
Suécia	9	-0,0035 ***	1,125 ***	-0,062	0,103	0,689	87%	0,325
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0022 ***	0,910 ***	-0,119	-0,003	0,617 *	92%	0,069

Anexo 4.15. Modelo de Carhart não condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas do coeficiente α_c positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c					
		+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	83(39%)	5(2%)	1(0%)	129(61%)	7(3%)	9(4%)
Bélgica	202	138(68%)	2(1%)	0(0%)	64(32%)	8(4%)	12(6%)
Espanha	83	20(24%)	2(2%)	1(1%)	63(76%)	10(12%)	7(8%)
França	318	82(26%)	4(1%)	1(0%)	236(74%)	34(11%)	18(6%)
Itália	95	15(16%)	0(0%)	0(0%)	80(84%)	11(12%)	27(28%)
Reino Unido	507	185(36%)	14(3%)	3(1%)	322(64%)	27(5%)	20(4%)
Suécia	68	25(37%)	1(1%)	0(0%)	43(63%)	5(7%)	6(9%)
AMOSTRA TOTAL	1485	548(37%)	28(2%)	6(0%)	937(63%)	102(7%)	99(7%)

Anexo 4.16. Modelo de Carhart não condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{c,m}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	$\beta_{c,m}$	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Alemanha	37	-0,0028 ***	1,003 ***	0,111 ***	-0,032	-0,004	89%	0,000
Bélgica	18	0,0006	0,780 ***	0,001	-0,030	-0,024	78%	0,754
Espanha	30	-0,0036 ***	0,936 ***	0,065 **	0,018	0,035 *	88%	0,106
França	66	-0,0030 **	0,869 ***	0,250 ***	0,068	-0,007	80%	0,000
Itália	50	-0,0032 ***	0,857 ***	0,115 ***	-0,054 **	0,039 ***	95%	0,000
Reino Unido	74	-0,0027 ***	0,909 ***	0,182 ***	0,115 ***	0,055 **	87%	0,000
Suécia	9	-0,0039 ***	1,127 ***	0,107 *	0,002	-0,002	87%	0,288
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0026 ***	0,923 ***	0,119 ***	0,011	0,012	93%	0,000

Anexo 4.17. Modelo de Carhart condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \epsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas do coeficiente α_c positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c					
		+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	78(37%)	4(2%)	2(1%)	134(63%)	6(3%)	12(6%)
Bélgica	202	134(66%)	5(2%)	0(0%)	68(34%)	6(3%)	16(8%)
Espanha	83	24(29%)	1(1%)	1(1%)	59(71%)	8(10%)	8(10%)
França	318	86(27%)	2(1%)	3(1%)	232(73%)	34(11%)	22(7%)
Itália	95	16(17%)	2(2%)	0(0%)	79(83%)	11(12%)	31(33%)
Reino Unido	507	166(33%)	9(2%)	2(0%)	341(67%)	35(7%)	25(5%)
Suécia	68	22(32%)	0(0%)	0(0%)	46(68%)	5(7%)	9(13%)
AMOSTRA TOTAL	1485	526(35%)	23(2%)	8(1%)	959(65%)	105(7%)	123(8%)

Anexo 4.18. Modelo de Carhart condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \epsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Alemanha	37	-0,0026 ***	0,982 ***	0,097 ***	-0,048	0,022	-0,161	0,105	0,818	89%	0,000	0,061	0,000
Bélgica	18	0,0004	0,756 ***	0,012	-0,017	-0,030	-0,220	-0,416 ***	-0,111	79%	0,707	0,068	0,075
Espanha	30	-0,0036 ***	0,910 ***	0,049	-0,003	0,063 ***	-0,152	-0,039	1,366 **	88%	0,003	0,020	0,007
França	66	-0,0029 **	0,836 ***	0,226 ***	0,038	0,034	-0,209 *	0,061	1,759 ***	81%	0,000	0,000	0,000
Itália	50	-0,0031 ***	0,843 ***	0,109 ***	-0,060 ***	0,051 ***	-0,118	0,012	0,341	95%	0,000	0,355	0,000
Reino Unido	74	-0,0025 ***	0,904 ***	0,171 ***	0,103 **	0,070 ***	-0,027	0,120	0,553	87%	0,000	0,272	0,000
Suécia	9	-0,0038 ***	1,109 ***	0,093 *	-0,017	0,019	-0,090	0,083	0,892	87%	0,267	0,195	0,248
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0026 ***	0,902 ***	0,108 ***	-0,002	0,033 *	-0,150 **	-0,020	0,849 **	93%	0,000	0,010	0,000

Anexo 4.19. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas dos coeficientes α_c e β_{2c} positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c						β_{2c}					
		+			-			+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	127(60%)	7(3%)	5(2%)	85(40%)	4(2%)	5(2%)	56(26%)	4(2%)	1(0%)	156(74%)	21(10%)	29(14%)
Bélgica	202	147(73%)	3(1%)	4(2%)	55(27%)	4(2%)	11(5%)	32(16%)	1(0%)	8(4%)	170(84%)	13(6%)	11(5%)
Espanha	83	33(40%)	3(4%)	0(0%)	50(60%)	6(7%)	6(7%)	29(35%)	2(2%)	3(4%)	54(65%)	6(7%)	6(7%)
França	318	180(57%)	11(3%)	4(1%)	138(43%)	4(1%)	12(4%)	55(17%)	3(1%)	1(0%)	263(83%)	40(13%)	42(13%)
Itália	95	21(22%)	0(0%)	0(0%)	74(78%)	12(13%)	21(22%)	45(47%)	3(3%)	3(3%)	50(53%)	7(7%)	5(5%)
Reino Unido	507	331(65%)	27(5%)	11(2%)	176(35%)	4(1%)	3(1%)	74(15%)	1(0%)	0(0%)	433(85%)	64(13%)	38(7%)
Suécia	68	23(34%)	1(1%)	0(0%)	45(66%)	5(7%)	6(9%)	36(53%)	0(0%)	0(0%)	32(47%)	3(4%)	0(0%)
AMOSTRA TOTAL	1485	862(58%)	52(4%)	24(2%)	623(42%)	39(3%)	64(4%)	327(22%)	14(1%)	16(1%)	1158(78%)	154(10%)	131(9%)

Anexo 4.20. Modelo de Treynor e Mazuy não condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rentabilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rentabilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	R ² Ajust.
Alemanha	37	-0,0015	0,995 ***	-0,703 **	88%
Bélgica	18	-0,0005	0,813 ***	0,430	79%
Espanha	30	-0,0018 *	0,897 ***	-0,721 **	87%
França	66	0,0000	0,824 ***	-1,312 ***	77%
Itália	50	-0,0020 **	0,853 ***	-0,490 **	93%
Reino Unido	74	-0,0004	0,857 ***	-0,549	85%
Suécia	9	-0,0024	1,109 ***	-0,708 **	87%
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0012	0,904 ***	-0,592 ***	92%
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = 0,02$					

Anexo 4.21. Modelo de Treynor e Mazuy condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas dos coeficientes α_c e β_{2c} positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c						β_{2c}					
		+			-			+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	123(58%)	4(2%)	7(3%)	89(42%)	3(1%)	6(3%)	60(28%)	2(1%)	1(0%)	152(72%)	20(9%)	25(12%)
Bélgica	202	150(74%)	4(2%)	4(2%)	52(26%)	11(5%)	10(5%)	31(15%)	4(2%)	7(3%)	171(85%)	11(5%)	13(6%)
Espanha	83	35(42%)	2(2%)	1(1%)	48(58%)	6(7%)	8(10%)	31(37%)	3(4%)	4(5%)	52(63%)	10(12%)	5(6%)
França	318	179(56%)	10(3%)	5(2%)	139(44%)	6(2%)	10(3%)	52(16%)	4(1%)	1(0%)	266(84%)	42(13%)	30(9%)
Itália	95	19(20%)	0(0%)	0(0%)	76(80%)	9(9%)	23(24%)	51(54%)	3(3%)	3(3%)	44(46%)	7(7%)	3(3%)
Reino Unido	507	313(62%)	25(5%)	14(3%)	194(38%)	5(1%)	3(1%)	66(13%)	0(0%)	0(0%)	441(87%)	70(14%)	60(12%)
Suécia	68	23(34%)	1(1%)	0(0%)	45(66%)	4(6%)	6(9%)	24(35%)	0(0%)	0(0%)	44(65%)	4(6%)	0(0%)
AMOSTRA TOTAL	1485	842(57%)	46(3%)	31(2%)	643(43%)	44(3%)	66(4%)	315(21%)	16(1%)	16(1%)	1170(79%)	164(11%)	136(9%)

Anexo 4.22. Modelo de Treynor e Mazuy condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{mf,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{mf,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R ² Ajust.	Wald
Alemanha	37	-0,0017	0,989 ***	-0,450	-0,109	0,122	0,434	88%	0,334
Bélgica	18	-0,0008	0,782 ***	0,506	-0,277 *	-0,427 ***	0,147	80%	0,062
Espanha	30	-0,0019 *	0,889 ***	-0,593 *	-0,067	-0,021	0,763	87%	0,423
França	66	-0,0003	0,815 ***	-1,007 ***	-0,076	0,130	1,608 ***	78%	0,015
Itália	50	-0,0020 **	0,851 ***	-0,430 *	-0,054	0,026	-0,335	92%	0,414
Reino Unido	74	-0,0004	0,866 ***	-0,513	0,089	0,179	0,386	85%	0,484
Suécia	9	-0,0025	1,107 ***	-0,567	-0,017	0,115	0,623	87%	0,490
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0014 *	0,896 ***	-0,439 **	-0,084	0,007	0,558	92%	0,299

$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = 0,03$

Anexo 4.23. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas dos coeficientes α_c e β_{2c} positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c						β_{2c}					
		+			-			+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	111(52%)	4(2%)	4(2%)	101(48%)	7(3%)	3(1%)	76(36%)	4(2%)	2(1%)	136(64%)	15(7%)	12(6%)
Bélgica	202	144(71%)	4(2%)	1(0%)	58(29%)	5(2%)	8(4%)	37(18%)	2(1%)	7(3%)	165(82%)	6(3%)	6(3%)
Espanha	83	21(25%)	2(2%)	0(0%)	62(75%)	9(11%)	3(4%)	33(40%)	1(1%)	3(4%)	50(60%)	4(5%)	4(5%)
França	318	128(40%)	8(3%)	0(0%)	190(60%)	10(3%)	13(4%)	75(24%)	6(2%)	3(1%)	243(76%)	20(6%)	24(8%)
Itália	95	18(19%)	0(0%)	0(0%)	77(81%)	8(8%)	23(24%)	52(55%)	3(3%)	4(4%)	43(45%)	2(2%)	4(4%)
Reino Unido	507	276(54%)	14(3%)	8(2%)	231(46%)	19(4%)	8(2%)	135(27%)	2(0%)	0(0%)	372(73%)	45(9%)	26(5%)
Suécia	68	23(34%)	0(0%)	0(0%)	45(66%)	6(9%)	2(3%)	35(51%)	3(4%)	0(0%)	33(49%)	1(1%)	0(0%)
AMOSTRA TOTAL	1485	721(49%)	32(2%)	13(1%)	764(51%)	64(4%)	60(4%)	443(30%)	21(1%)	19(1%)	1042(70%)	93(6%)	76(5%)

Anexo 4.24. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart não condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{cft,t} = \alpha_c + \beta_{1c}R_{mf,t} + \beta_{2c}R_{mf,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{1c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	R^2 Ajust.	Wald
Alemanha	37	-0,0014	0,971 ***	-0,687 **	0,102 ***	-0,047	-0,006	89%	0,000
Bélgica	18	-0,0002	0,798 ***	0,401	0,006	-0,021	-0,023	78%	0,783
Espanha	30	-0,0023 **	0,905 ***	-0,665 **	0,056	0,004	0,034 *	88%	0,128
França	66	-0,0009	0,820 ***	-1,065 ***	0,235 ***	0,045	-0,009	81%	0,000
Itália	50	-0,0022 **	0,835 ***	-0,485	0,108 ***	-0,064 ***	0,038 ***	95%	0,000
Reino Unido	74	-0,0022 **	0,898 ***	-0,245	0,178 ***	0,110 **	0,055 **	87%	0,000
Suécia	9	-0,0026 *	1,095 ***	-0,657 **	0,098 *	-0,014	-0,004	87%	0,299
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0017 **	0,900 ***	-0,501 **	0,112 ***	0,000	0,011	93%	0,000
$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = 0,41$									

Anexo 4.25. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional – Estimativas a nível individual

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009) e para os fundos sobreviventes e extintos, o número de fundos existentes em cada país e na amostra total. Baseado na regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{m,t} + \beta_{2c}R_{m,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{m,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{m,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{m,t}) + \varepsilon_{c,t}$ é indicado o número de fundos (total) com estimativas dos coeficientes α_c e β_{2c} positivas (+) e negativas (-), assim como o número de fundos com estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 5% e 1%. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. É ainda apresentada, para cada resultado, a percentagem do número de fundos relativamente ao número de fundos existentes em cada país e na amostra total. A significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c						β_{2c}					
		+			-			+			-		
		Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%	Total	5%	1%
Alemanha	212	112(53%)	2(1%)	7(3%)	100(47%)	7(3%)	4(2%)	78(37%)	5(2%)	1(0%)	134(63%)	14(7%)	16(8%)
Bélgica	202	145(72%)	10(5%)	1(0%)	57(28%)	8(4%)	7(3%)	45(22%)	5(2%)	7(3%)	157(78%)	13(6%)	5(2%)
Espanha	83	27(33%)	3(4%)	0(0%)	56(67%)	9(11%)	4(5%)	39(47%)	4(5%)	2(2%)	44(53%)	5(6%)	3(4%)
França	318	128(40%)	7(2%)	1(0%)	190(60%)	10(3%)	14(4%)	85(27%)	5(2%)	4(1%)	233(73%)	26(8%)	14(4%)
Itália	95	17(18%)	0(0%)	0(0%)	78(82%)	12(13%)	26(27%)	62(65%)	6(6%)	4(4%)	33(35%)	4(4%)	1(1%)
Reino Unido	507	262(52%)	12(2%)	8(2%)	245(48%)	19(4%)	9(2%)	98(19%)	1(0%)	0(0%)	409(81%)	44(9%)	46(9%)
Suécia	68	25(37%)	0(0%)	0(0%)	43(63%)	8(12%)	2(3%)	25(37%)	2(3%)	0(0%)	43(63%)	1(1%)	1(1%)
AMOSTRA TOTAL	1485	716(48%)	34(2%)	17(1%)	769(52%)	73(5%)	66(4%)	432(29%)	28(2%)	18(1%)	1053(71%)	107(7%)	86(6%)

Anexo 4.26. Modelo de Treynor e Mazuy com o de Carhart condicional – Fundos extintos

Este anexo apresenta, para o período global (janeiro/1994 a dezembro/2009), além do número de fundos liquidados ou incorporados neste período em cada país e na amostra total, as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_{0c}R_{m,t} + \beta_{2c}R_{m,t}^2 + \beta_{c,SMB}SMB_t + \beta_{c,HML}HML_t + \beta_{c,MOM}MOM_t + \beta_{c,TCP}(TCP_{t-1}R_{m,t}) + \beta_{c,DTJ}(DTJ_{t-1}R_{m,t}) + \beta_{c,DY}(DY_{t-1}R_{m,t}) + \varepsilon_{c,t}$ para cada país e para a amostra total. TCP, DTJ e DY representam as variáveis de informação pública, ou seja, respetivamente, a taxa de juro de curto prazo, o declive da estrutura temporal das taxas de juro e o *dividend yield*. A rendibilidade mensal de cada país e da amostra total é calculada através da média simples das rendibilidades mensais dos fundos desse país e da amostra total, respetivamente. O *Wald 1* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = 0$. O *Wald 2* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O *Wald 3* representa a probabilidade associada ao χ^2 do teste de *Wald* de que os coeficientes dos fatores adicionais ao mercado e das variáveis de informação pública são conjuntamente iguais a zero, ou seja, $H_0: \beta_{c,SMB} = \beta_{c,HML} = \beta_{c,MOM} = \beta_{c,TCP} = \beta_{c,DTJ} = \beta_{c,DY} = 0$. O $\rho(\alpha_c, \beta_{2c})$ representa o coeficiente de correlação entre α_c e β_{2c} , ou seja, entre as capacidades de seletividade e *timing*. Os asteriscos são usados para representar a significância estatística dos coeficientes, sendo que *, ** e *** representam as estimativas estatisticamente significativas a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Esta significância estatística é baseada no estimador de Newey e West (1987) da matriz das variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes da regressão, quando a heteroscedasticidade e/ou autocorrelação está presente nos resíduos.

Países	N.º fundos	α_c	β_{0c}	β_{2c}	$\beta_{c,SMB}$	$\beta_{c,HML}$	$\beta_{c,MOM}$	$\beta_{c,TCP}$	$\beta_{c,DTJ}$	$\beta_{c,DY}$	R^2 Ajust.	Wald 1	Wald 2	Wald 3
Alemanha	37	-0,0018 *	0,967 ***	-0,408	0,092 **	-0,056	0,019	-0,125	0,117	0,773	89%	0,000	0,161	0,000
Bélgica	18	-0,0005	0,773 ***	0,467	0,017	-0,008	-0,026	-0,262	-0,430 **	-0,059	79%	0,756	0,079	0,102
Espanha	30	-0,0026 **	0,893 ***	-0,471	0,044	-0,013	0,059 ***	-0,110	-0,025	1,314 **	88%	0,004	0,065	0,013
França	66	-0,0014	0,809 ***	-0,740 **	0,217 ***	0,023	0,028	-0,143	0,082	1,676 ***	82%	0,000	0,008	0,000
Itália	50	-0,0025 ***	0,831 ***	-0,339	0,105 ***	-0,067 ***	0,049 ***	-0,088	0,022	0,304	95%	0,000	0,437	0,000
Reino Unido	74	-0,0023 **	0,899 ***	-0,117	0,170 ***	0,101 **	0,069 ***	-0,016	0,124	0,540	87%	0,000	0,455	0,000
Suécia	9	-0,0028 *	1,090 ***	-0,506	0,087	-0,029	0,015	-0,045	0,096	0,855	87%	0,284	0,419	0,365
AMOSTRA TOTAL	284	-0,0020 **	0,891 ***	-0,306	0,105 ***	-0,008	0,031 *	-0,122	-0,011	0,815 *	93%	0,000	0,062	0,000

$\rho(\alpha_c, \beta_{2c}) = 0,58$

Anexo 4.27. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no subperíodo 1

Este anexo apresenta, para o subperíodo 1 (janeiro/1994 a dezembro/2001), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de fundos incluídos em cada célula. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. Os fundos são classificados como piores (melhores) se as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{cm} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para os fundos do subperíodo 1 (683). O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).
 + (++) : Relação positiva e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)
 - (--) : Relação negativa e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	Número de fundos				Cross- Product Ratio	χ^2	Relação
		Concentrados		Diversificados				
		Piores	Melhores	Piores	Melhores			
Alemanha	110	29%	32%	16%	23%	0,79	6,29	-
Bélgica	55	25%	11%	33%	31%	0,45	6,45	-
Espanha	57	25%	26%	25%	25%	1,07	0,05	
França	138	38%	29%	21%	12%	1,37	21,59	++
Itália	48	21%	17%	27%	35%	0,61	3,83	
Reino Unido	231	27%	35%	21%	17%	1,60	16,46	++
Suécia	44	11%	32%	23%	34%	1,87	5,64	+
AMOSTRA TOTAL	683	28%	29%	22%	21%	1,09	13,54	++

Anexo 4.28. Relação entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos no subperíodo 2

Este anexo apresenta, para o subperíodo 2 (janeiro/2002 a dezembro/2009), além do número de fundos existentes em cada país e na amostra total, as tabelas de contingência 2x2 com as percentagens do número de fundos incluídos em cada célula. Os fundos são classificados como concentrados (diversificados) se os seus coeficientes de determinação (R^2), resultantes do modelo $R_{c,t} = \alpha_c + \beta_c R_{m,t} + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para todos os fundos da amostra (1485), considerando o período global. Os fundos são classificados como piores (melhores) se as estimativas de desempenho global (α_c) resultantes do modelo de Carhart (1997), ou seja, obtidas através da regressão $R_{cf,t} = \alpha_c + \beta_{cm} R_{mf,t} + \beta_{c,SMB} SMB_t + \beta_{c,HML} HML_t + \beta_{c,MOM} MOM_t + \varepsilon_{c,t}$, forem inferiores (iguais ou superiores) à mediana deste parâmetro para os fundos do subperíodo 2 (1485). O χ^2 é baseado na hipótese nula de que cada célula deve conter a mesma percentagem de observações da amostra (25%).
 + (++) : Relação positiva e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)
 - (--) : Relação negativa e estatisticamente significativa entre concentração das carteiras e desempenho dos fundos a um nível de significância de 5% (1%)

Países	N.º fundos	Número de fundos				Cross- Product Ratio	χ^2	Relação
		Concentrados		Diversificados				
		Piores	Melhores	Piores	Melhores			
Alemanha	212	22%	28%	29%	22%	1,70	3,74	
Bélgica	202	7%	69%	20%	4%	50,00	222,95	++
Espanha	83	24%	20%	43%	12%	3,06	17,48	++
França	318	23%	21%	35%	21%	1,53	15,86	++
Itália	95	17%	11%	60%	13%	2,97	62,85	++
Reino Unido	507	21%	29%	24%	25%	1,36	6,74	++
Suécia	68	10%	22%	46%	22%	4,43	17,88	++
AMOSTRA TOTAL	1485	19%	31%	31%	19%	2,61	82,02	++

CAPÍTULO 5 – CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES PARA FUTURA INVESTIGAÇÃO

No universo das finanças, e ao longo das últimas décadas, a gestão de ativos tem-se constituído como uma área em crescente desenvolvimento a nível mundial. Por um lado, em dimensão do mercado, tanto em termos do número de fundos de investimento, como em termos dos valores geridos das respetivas carteiras. Por outro, em termos de novas características que a indústria tem vindo a adquirir, entre as quais se podem apontar: o surgimento de novos produtos cada vez mais sofisticados; uma atenção cada vez maior das sociedades gestoras na venda destes produtos financeiros, por contraposição à gestão propriamente dita; e, a colocação dos interesses dos gestores, muitas vezes, à frente dos interesses dos investidores. Desta forma, é sentida a necessidade de um maior e melhor conhecimento desta indústria, não só por parte dos investidores, autoridades de supervisão e governação, mas também por parte dos próprios gestores. Motivados pela resposta a esta necessidade de informação, os académicos têm dedicado cada vez mais atenção a esta indústria, estudando-a em diferentes óticas.

Uma das primeiras questões a debater-se é a da avaliação do desempenho dos fundos/gestores. As medidas básicas de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968) constituem um importante marco para o início da avaliação do desempenho e para o subsequente aperfeiçoamento das respetivas medidas e modelos. Entre os mais relevantes avanços neste âmbito encontram-se: a separação do desempenho global dos gestores nas capacidades de seleção de títulos e de previsão da evolução do mercado; os melhoramentos a nível dos *benchmarks* utilizados, através da utilização de modelos multifatores e da análise de estilo; e, a inclusão da informação pública nos modelos de avaliação. O crescimento da indústria de gestão de ativos motiva não só a avaliação do desempenho dos gestores, mas também o estudo da reação dos mesmos ao seu desempenho relativo, isto é, face ao obtido pelos seus pares. Desta forma, a análise da competição nesta indústria tem vindo também a ser explorada nos últimos anos. Outra das áreas emergentes, iniciando-se apenas em meados

da década anterior, visa compreender a possível relação entre a maior ou menor concentração das carteiras dos fundos com o desempenho alcançado pelos mesmos.

A presente investigação tem como objetivo principal analisar cada uma das três vertentes anteriores, não só em termos individuais, como estudando a possível relação entre elas. Assim, é aplicada a metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996) para estudo do comportamento de competição/estratégico, o coeficiente de determinação, obtido através do Modelo de Mercado, para análise dos níveis de concentração/diversificação das carteiras e, vários modelos/medidas¹⁶⁹, os quais incluem alguns dos mais recentes desenvolvimentos anteriormente mencionados, para estudo do desempenho dos fundos. Para levar a efeito o estudo é utilizada uma amostra de 1485 FIM de ações globais de sete países da União Europeia.

A União Europeia constitui a região do mundo¹⁷⁰ com o maior número de FIM ao longo de toda a primeira década do século XXI e com um crescimento, neste mesmo período, em termos de valores geridos pelos FIM, muito superior ao mercado de referência (Estados Unidos da América)¹⁷¹. Contudo, pelo conhecimento que se tem, o número de estudos que analisam o desempenho da indústria de FIM nesta região, particularmente aqueles que incluem diferentes países, é ainda muito reduzido, totalizando cerca de uma dezena. A investigação é ainda mais escassa se se considerar apenas os trabalhos que analisam o comportamento de competição/estratégico entre os fundos de investimento (apenas três trabalhos, e só a nível de países individuais: Reino Unido e Portugal) e a relação entre o nível de concentração/diversificação das carteiras e o desempenho dos fundos de investimento (apenas um, mas num mercado de pequena dimensão: Portugal). Já na análise da relação entre o comportamento de competição/estratégico com o nível de concentração/diversificação das carteiras e daquele com o desempenho obtido pelos fundos, não haverá quaisquer trabalhos realizados.

¹⁶⁹ São utilizados: a medida de Jensen (1968); o modelo de Carhart (1997); o modelo de Treynor e Mazuy (1966); e, ainda, o modelo de Treynor e Mazuy (1966) expandido no contexto do modelo de Carhart (1997). Todos os modelos/medidas são aplicados dentro e fora do contexto condicional

¹⁷⁰ Comparada com África, Ásia/Pacífico e América.

¹⁷¹ A Europa é, na primeira década do século XXI, e logo a seguir à América (fortemente influenciada pelos Estados Unidos da América), a região do mundo com maior valor de ativos geridos de FIM. Relativamente a este indicador, e neste mesmo período, enquanto a Europa cresce 65%, os Estados Unidos da América crescem apenas 14%.

Na primeira fase do trabalho é identificado comportamento estratégico entre os FIM de ações globais da União Europeia, sendo o mesmo mais intenso entre os fundos da Bélgica, Espanha e Reino Unido. Em termos dos vários cenários analisados, e com exceção do Reino Unido, o comportamento estratégico mostra-se mais intenso entre os fundos novos e no período mais recente (2002 a 2009). Desta forma, parece que, por um lado, a maior interação estratégica entre os fundos novos pode advir da sua maior audácia, por contraposição aos fundos mais experientes que tendem a revelar maior cautela. Por outro, o crescimento dos mercados da União Europeia em termos do número de fundos (2002 a 2009) parece contribuir para o aumento do comportamento estratégico. Acrescente-se que, a maior noção, por parte dos gestores, da existência de competição na indústria, pode incentivar os gestores com melhor desempenho a “anteciparem-se” ao comportamento dos que apresentam menor desempenho, levando aqueles a aumentar mais o risco das suas carteiras que os gestores com desempenho inferior. Note-se que o comportamento, de certa forma oposto, do mercado do Reino Unido, poderá justificar-se pela maior maturidade, dinamismo e dimensão do mesmo. Assim, por um lado, os fundos com maior experiência podem, contrariamente aos mais novos, sentirem-se com maiores conhecimentos e capacidades para competirem entre eles num mercado com grande dimensão. Por outro lado, dado haver um hiato entre o crescimento deste mercado e os restantes a nível da União Europeia, este terá desenvolvido prematuramente o comportamento estratégico. Assim, enquanto parece haver maior evidência de comportamento estratégico neste mercado numa fase anterior do tempo, este mesmo comportamento apenas será desenvolvido numa fase mais recente nos restantes mercados.

Refira-se que a aplicação da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), embora procure considerar a interação entre os gestores, a mesma pode ser questionada quando aplicada a várias subamostras. É o caso da sua aplicação apenas aos fundos sobreviventes, fundos novos, fundos antigos, fundos pequenos e fundos grandes. Na realidade, a análise compartimentada do comportamento de competição/estratégico, apenas para determinado conjunto de fundos, pode desvirtuar (de certa forma) a competição desenvolvida em todo o mercado. Assim, uma das formas de tornar os resultados mais robustos pode passar pela utilização e comparação dos resultados obtidos por outras metodologias. É o caso da metodologia proposta por Acker e Duck (2006), que assume premissas diferentes das de Brown, Harlow e Starks (1996), da

proposta por Schwarz (2008), que se baseia na composição das carteiras e, na proposta por Ammann e Verhofen (2007, 2009), a qual assenta em matrizes de transição.

No âmbito da metodologia de Brown, Harlow e Starks (1996), por um lado, é considerado que toda a alteração do risco das carteiras provém da reação dos gestores ao seu desempenho relativo, o que não tem necessariamente que se verificar¹⁷². Por outro, apenas é quantificado o risco total das carteiras (volatilidade das rendibilidades). Contudo, muito recentemente, Cullen, Gasbarro, Monroe e Zumwalt (*forthcoming*) propõem uma metodologia que visa, por um lado, identificar (e apenas quantificar) as alterações intencionais no risco da carteira provenientes da reação dos gestores ao desempenho dos seus pares e, por outro, quantificar tanto o risco total como o risco específico (volatilidade do termo erro) das carteiras. Dada a importância destas questões, e desde que exista informação acerca da composição das carteiras, a atual investigação poderá prosseguir no quadro das propostas destes autores. Adicionalmente, e no seguimento do estudo do comportamento de competição/estratégico em vários mercados da União Europeia e em diferentes cenários, uma das linhas de investigação também interessantes a prosseguir no futuro poderá passar pela análise deste mesmo comportamento entre os fundos da mesma família. Kempf e Ruenzi (2008b) desenvolvem um trabalho neste âmbito, mas para o mercado dos Estados Unidos da América.

Na segunda fase do trabalho, a aplicação do coeficiente de determinação, resultante do Modelo de Mercado, mostra que os fundos belgas são os que mais concentram as carteiras e os fundos italianos os que mais as diversificam. É também identificada uma relação negativa entre o nível de concentração das carteiras e o risco total assumido pelos gestores, ou seja, os fundos com maior concentração das carteiras serão os que apresentam menor risco. Tal parece indicar que, os gestores ao concentrarem as carteiras tendem a fazê-lo em títulos, setores e/ou mercados menor voláteis do que os gestores que mais diversificam as carteiras dos fundos.

Dado que apenas é usada uma medida para avaliação do nível de concentração/diversificação das carteiras, e sendo propostas outras na literatura, seria interessante, no seguimento do corrente trabalho, comparar os seus resultados com os agora obtidos. Assim, pode utilizar-se,

¹⁷² Os gestores podem alterar o risco das suas carteiras, ajustando a composição das mesmas, em função das previsões de evolução do *benchmark*, das informações que possuem acerca das empresas, dos setores de atividade, das economias/países, etc.

pela sua simplicidade, o número de ações que constituem as carteiras dos fundos, sendo este indicador proposto por Sapp e Yan (2008). Pelo seu caráter apelativo e, desde que exista informação da composição das carteiras dos fundos, podem aplicar-se o *Divergence Index* e o *Active Share*, propostos por Brands, Brown e Gallagher (2005) e Cremers e Petajisto (2009), respetivamente.

Na terceira fase do trabalho, a aplicação das oito medidas/modelos para avaliação do desempenho dos fundos de investimento, em diferentes cenários, conduz a várias ilações.

Os resultados indicam que, além do efeito relevante do *survivorship bias*, o desempenho dos fundos da União Europeia será neutro a negativo, tanto em termos de desempenho global como nas componentes de seletividade e *timing*. O desempenho parece ser, contudo, menos negativo no período mais recente de estudo (2002 a 2009), particularmente em termos de desempenho global e seletividade. Para este melhor desempenho poderá ter contribuído o crescimento dos mercados da União Europeia neste mesmo período, tanto em termos do número de fundos como dos montantes geridos, principalmente quando comparado com os Estados Unidos da América. É também observada uma deficiente capacidade dos gestores em preverem as descidas do mercado, embora mostrem alguma previsão das subidas, o que contribui para que o desempenho seja inferior em “*bear market*” do que em “*bull market*”.

O fraco desempenho dos fundos da amostra parece que advém mais daqueles que têm um maior período de atividade (fundos antigos) e daqueles que possuem carteiras mais pequenas (fundos pequenos) do que propriamente dos fundos mais novos e dos que têm carteiras com maior valor de ativos geridos. Na realidade, os fundos antigos (pequenos) mostram um pior desempenho que os fundos novos (grandes), tanto nas capacidades de seleção de títulos como nas de previsão de evolução do mercado. Desta forma, parece que a maior experiência dos fundos e a menor dimensão das carteiras (as quais poderiam ter maior facilidade de se ajustarem às decisões dos gestores) não contribuem para o melhor desempenho dos fundos.

São identificados alguns comportamentos dos gestores, os quais podem contribuir, adicionalmente, para justificar o seu deficiente desempenho. Desde logo, o facto dos mesmos evidenciarem especialização numa das componentes do desempenho (seletividade ou *timing*)

parece não ser favorável. Na realidade, nos cenários onde este fenómeno se verifica com maior intensidade é onde o desempenho é mais fraco: fundos antigos, fundos pequenos e em fases de descida do mercado. Também são observadas as estratégias desenvolvidas pelos gestores, na medida em que existe uma maior sensibilidade das carteiras dos fundos às ações com menor capitalização bolsista e alguma sensibilidade das mesmas às ações com rendibilidades superiores no passado recente. Contudo, a justificação para a falta de capacidade dos gestores em apresentarem um desempenho positivo pode assentar na eficiência dos mercados, não permitindo a estes gestores a obtenção de um desempenho positivo.

Entre os sete países estudados, a Bélgica será mesmo o que apresenta desempenho menos negativo e a Itália o que evidencia o pior desempenho. O melhor desempenho dos fundos belgas pode encontrar-se no período de tempo mais recente (2002 a 2009), o que é consistente com o observado para a generalidade dos países. Contudo, além do melhor desempenho global e de seletividade destes fundos neste período, os gestores belgas também demonstram melhor capacidade de prever as oscilações do mercado no período mais recente. Na realidade, o facto dos fundos deste país demonstrarem alguma capacidade de *timing*, principalmente em fases de “*bear market*”, parece fazer a diferença para o melhor desempenho relativo obtido. Já a deficiente capacidade de seletividade dos fundos italianos parece ser decisiva para o pior desempenho evidenciado pelos mesmos, particularmente entre aqueles que possuem mais experiência, entre os que têm carteiras com menor dimensão e, ainda, em fases de subida do mercado. Contudo, questões fiscais podem também ajudar a compreender a evidência de menor desempenho para estes fundos.

A utilização de vários modelos de avaliação do desempenho permite observar que a inclusão da condicionalidade nos mesmos não influencia, nem o seu poder explicativo, nem o desempenho dos fundos. Já a utilização dos fatores do modelo de Carhart (1997) aumenta o poder explicativo dos modelos, aumentando também a significância estatística do desempenho global, mas diminuindo a de *timing*. Desta forma, existe a tendência para que a aplicação deste modelo conduza a uma diminuição do desempenho global e a um aumento da capacidade de *timing*.

Embora os resultados da avaliação do desempenho sejam robustos à utilização dos vários modelos utilizados, podem sempre ser apontadas algumas limitações, as quais sugerem a utilização de outras metodologias. Assim, nos modelos multifatores é utilizado apenas o conjunto de fatores proposto por Fama e French (1993) e Carhart (1997). Contudo, podem ser aplicadas outros fatores alternativos, como os propostos por Elton, Gruber, Das e Hlavka (1993) e Elton, Gruber e Blake (1996), ou ainda, considerando as características específicas dos fundos a avaliar, incluir ainda outras variáveis adicionais que permitam melhorar o *benchmark*, como o faz, posteriormente, Deaves (2004). Ainda no âmbito da identificação do(s) *benchmark(s)* mais adequado(s), outra via a prosseguir pode passar pela chamada análise de estilo. Conforme Sharpe (1988, 1992), esta pode ser baseada apenas nas rendibilidades históricas das carteiras e dos *benchmarks* para as classes de ativos incluídas nas carteiras ou, como proposto por Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997), ser baseada na composição das carteiras a serem avaliadas.

Na fase final desta investigação, analisa-se a relação entre comportamento estratégico, concentração das carteiras e desempenho das mesmas. Por um lado, parece haver uma forte relação positiva entre o nível de concentração das carteiras dos fundos/mercados e o desempenho obtido, pelo que serão os fundos/mercados com carteiras mais concentradas (diversificadas) aqueles que tendem a obter um melhor (pior) desempenho. Este efeito é também identificado entre períodos de tempo consecutivos, na medida em que os fundos mais concentrados num determinado período tendem a obter um melhor desempenho no período seguinte. Desta forma, parece que o nível de concentração/diversificação das carteiras pode ser um indicador do desempenho futuro dos fundos. Por outro lado, e embora pareça existir maior evidência de relação positiva do que negativa entre o nível de comportamento estratégico e o de concentração das carteiras e daquele comportamento com o desempenho, as duas relações não são suficientemente robustas. Assim, haverá apenas uma ligeira evidência de que aquando do desenvolvimento do comportamento estratégico os gestores tendem a concentrar mais as carteiras e a obterem um melhor desempenho.

Embora se tenham estudado, não apenas uma, mas três vertentes da indústria de gestão de ativos, existem outras que podem ajudar a compreender melhor o comportamento dos fundos/gestores. É o caso, decorrente do aumento da pressão de venda, da substituição de

alguma capacidade de gestão de carteiras pela “capacidade de marketing”, a qual pode influenciar os gestores a nível de comportamento estratégico/competição, concentração/diversificação das carteiras e desempenho obtido, podendo ser esta uma linha de investigação a explorar no futuro. Na realidade, Breton, Hugonnier e Masmoudi (2008) identificam que os fundos de ações dos Estados Unidos da América utilizam os meios de comunicação social e o marketing para se diferenciarem dos seus pares. Assim, poderá analisar-se também se os fundos da União Europeia utilizam iniciativas semelhantes e se as mesmas têm reflexo nas três vertentes agora investigadas.

Dado o interesse, nos últimos anos, do estudo da relação entre as características dos fundos e o desempenho obtido pelos mesmos, particularmente as comissões praticadas pelos fundos e os fluxos monetários de entrada e saída¹⁷³, outra possibilidade de expansão do atual trabalho poderá passar pelo estudo da relação destas duas variáveis também com os níveis de comportamento de competição/estratégico e de concentração/diversificação das carteiras.

Tendo por suporte o recente trabalho de Wahal e Wang (2011) sobre fundos de ações dos Estados Unidos da América, seria ainda interessante prosseguir a corrente investigação na União Europeia através da compreensão da forma como a entrada de novos fundos nos vários mercados pode influenciar não só os fluxos monetários, as comissões praticadas e o desempenho, como estudado por estes autores, mas também o comportamento dos gestores dos fundos ao nível do comportamento de competição/estratégico e da concentração/diversificação das carteiras.

¹⁷³ São exemplo os trabalhos de Jiang (2003), Elton, Gruber e Blake (2003), Shukla (2004), Ruenzi (2005), Elton, Gruber, Brown e Goetzmann (2006), Imisiker e Ozlale (2008), Ferruz, Nievas e Vargas (2008), Cuthbertson, Nitzsche e O’Sullivan (2008), Gil-Bazo e Ruiz-Verdú (2009), Ivkovich e Weisbenner (2009), Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2010), Rakowski (2010) e Fama e French (2010).

BIBLIOGRAFIA

- Acker, D. & Duck, N. (2006). A tournament model of fund management. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1460-1483.
- Admati, A. & Ross, S. (1985). Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model. *Journal of Business*, 58(1), 1-26.
- Agarwal, V. & Naik, N. (2000). Generalized style analysis of hedge funds. *Journal of Asset Management*, 1(1), 93-109.
- Agudo, L. & Lazaro, C. (2005). Does mutual fund management in India correspond to its investment objective classification? *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 8(4), 659-686.
- Agudo, L., Magallón, M. & Sarto, J. (2006). Evaluation of performance and conditional information: the case of Spanish mutual funds. *Applied Financial Economics*, 16(11), 803-817.
- Ahmed, P., Lockwood, L. & Nanda, S. (2002). Multistyle rotation strategies. *Journal of Portfolio Management*, 28(3), 17-29.
- Alexander, G. & Stover, R. (1980). Consistency of mutual fund performance during varying market conditions. *Journal of Economics and Business*, 32(3), 219-226.
- Alves, C. & Mendes, V. (2007). Are mutual fund investors in jail? *Applied Financial Economics*, 17(16), 1301-1312.
- Alves, C. & Mendes, V. (2011). Does performance explain mutual fund flows in small markets? The case of Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 10(2), 129-147.
- Ammann, M. & Verhofen, M. (2007). Prior performance and risk-taking of mutual fund managers: a dynamic Bayesian network approach. *Journal of Behavioral Finance*, 8(1), 20-34.
- Ammann, M. & Verhofen, M. (2009). The impact of prior performance on the risk-taking of mutual fund managers. *Annals of Finance*, 5(1), 69-90.
- Anolli, M. & Giudice, A. (2008). *Italian open end mutual fund costs*. Working Paper, Università Cattolica del S. Cuore and Catholic University of the Sacred Heart of Milan.

-
- Armada, M. (1992). On the investigation of timing and selectivity in portfolio management. PhD Dissertation, Manchester Business School.
- Asness, C., Friedman, J., Krial, R. & Liew, J. (2000). Style timing: value versus growth. *Journal of Portfolio Management*, 26(3), 50-60.
- Badrinath, S. & Gubellini, S. (2010). Mutual fund performance: a synthesis of taxonomic and methodological issues. *IIMB Management Review*, 22(4), 147-164.
- Bae, K. & Yi, J. (2008). The impact of the short-short rule repeal on the timing ability of mutual funds. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(7-8), 969-997.
- Banz, R. (1981). The relation between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Barnea, A. & Logue, D. (1973). Stock market-based measures of corporate diversification. *Journal of Industrial Economics*, 22(1), 51-60.
- Barras, L., Scaillet, O. & Wermers, R. (2010). False discoveries in mutual fund performance: measuring luck in estimated alphas. *Journal of Finance*, 65(1), 179-216.
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156.
- Bauer, R., Derwall, J. & Otten, R. (2007). The ethical mutual fund performance debate: new evidence from Canada. *Journal of Business Ethics*, 70(2), 111-124.
- Bauer, R., Koedijk, K. & Otten, R. (2005). International evidence on ethical mutual fund performance and investment style. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1751-1767.
- Bauer, R., Otten, R. & Rad, A. (2006a). New Zealand mutual funds: measuring performance and persistence in performance. *Accounting and Finance*, 46(3), 347-363.
- Bauer, R., Otten, R. & Rad, A. (2006b). Ethical investing in Australia: is there a financial penalty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 14(1), 33-48.
- Bello, Z. (2005). Socially responsible investing and portfolio diversification. *Journal of Financial Research*, 28(1), 41-57.
- Bello, Z. & Janjigian, V. (1997). A reexamination of the market-timing and security-selection performance of mutual funds. *Financial Analysts Journal*, 53(5), 24-30.
- Benson, K., Faff, R. & Smith, T. (2010). The simultaneous relation between fund flows and returns. *Australian Journal of Management*, 35(1), 51-68.
- Berk, J. & Green, R. (2004). Mutual fund flows and performance in rational markets. *Journal of Political Economy*, 112(6), 1269-1295.
-

-
- Berry, M., Burmeister, E. & McElroy, M. (1988). Sorting out risks using known APT factors. *Financial Analysts Journal*, 44(2), 29-42.
- Bhandari, L. (1988). Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *Journal of Finance*, 43(2), 507-528.
- Blake, D., Lehmann, B. & Timmermann, A. (2002). Performance clustering and incentives in the UK pension fund industry. *Journal of Asset Management*, 3(2), 173-194.
- Blake, D. & Timmermann, A. (1998). Mutual fund performance: evidence from the UK. *European Finance Review*, 2(1), 57-77.
- Bogle, J. (1998). The implications of style analysis for mutual fund performance evaluation. *Journal of Portfolio Management*, 24(4), 34-42.
- Bogle, J. (2005). The mutual fund industry 60 years later: for better or worse? *Financial Analysts Journal*, 61(1), 15-24.
- Bollen, N. & Busse, J. (2001). On the timing ability of mutual fund managers. *Journal of Finance*, 56(3), 1075-1094.
- Bos, T. & Newbold, P. (1984). An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model. *Journal of Business*, 58(1), 35-41.
- Bower, R. & Wipperfurth, R. (1969). Risk-return measurement in portfolio selection and performance appraisal models: progress report. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4(4), 417-447.
- Brands, S., Brown, S. & Gallagher, D. (2005). Portfolio concentration and investment manager performance. *International Review of Finance*, 5(3-4), 149-174.
- Breton, M., Hugonnier, J. & Masmoudi, T. (2008). *Mutual fund competition in the presence of dynamic flows*. Working Paper, CREF, GERAD, HEC Montréal, University of Lausanne, Swiss Finance Institute and Caisse de dépôt et placement du Québec.
- Breusch, T. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355.
- Brown, K. & Brown, G. (1987). Does the composition of the market portfolio really matter? *Journal of Portfolio Management*, 13(2), 26-32.
- Brown, S. & Goetzmann, W. (1997). Mutual fund styles. *Journal of Financial Economics*, 43(3), 373-399.
- Brown, S., Goetzmann, W., Ibbotson, R. & Ross, S. (1992). Survivorship bias in performance studies. *Review of Financial Studies*, 5(4), 553-580.
-

- Brown, K., Harlow, W. & Starks, L. (1996). On tournament and temptations: an analysis of managerial incentives in the mutual fund industry. *Journal of Finance*, 51(1), 85-110.
- Bry, G. & Boschan, C. (1971). *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*. NBER, New York.
- Budiono, D. & Martens, M. (2010). Mutual funds selection based on funds characteristics. *Journal of Financial Research*, 33(3), 249-266.
- Buetow, G., Johnson, R. & Runkle, D. (2000). The inconsistency of return-based style analysis. *Journal of Portfolio Management*, 26(3), 61-77.
- Busse, J. (2001). Another look at mutual fund tournaments. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 53-73
- Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B. & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Carhart, M. (1996). *Survivorship bias and mutual fund performance*. Working Paper, University of Southern California.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Carretta, A. & Mattarocci, G. (2005). *Funds of funds' portfolio composition and its impact on performance: evidence from the Italian market*. Working Paper, University of Rome.
- Cascarelli, A., Federico, D. & Notte, A. (2010). The ethical and non ethical funds: an age-cohort analysis. *Research in Business and Economics Journal*, 2, 1-8.
- Chan, H., Faff, R., Gallagher, D. & Looi, A. (2009). Fund size, transaction costs and performance: size matters? *Australian Journal of Management*, 34(1), 73-96.
- Chan, L., Hamao, Y. & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5), 1739-1789.
- Chang, E. & Lewellen, W. (1984). Market timing and mutual fund investment performance. *Journal of Business*, 57(1), 57-72.
- Chang, E. & Lewellen, W. (1985). An arbitrage pricing approach to evaluating mutual fund performance. *Journal of Financial Research*, 8(1), 15-30.
- Chang, C. & Witte, H. (2010). Performance evaluation of U.S. socially responsible mutual funds: revisiting doing good and doing well. *American Journal of Business*, 25(1), 9-21.
-

- Chen, J., Hong, H., Huang, M. & Kubik, J. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *American Economic Review*, 94(5), 1276-1302.
- Chen, S. & Jang, H. (1994). On selectivity and market timing ability of U.S.-based international mutual funds: using refined Jensen's measure. *Global Finance Journal*, 5(1), 1-15.
- Chen, S. & Lee, C. (1981). The sampling relationship between Sharpe's performance measure and its risk proxy: sample size, investment horizon and market conditions. *Management Science*, 27(6), 607-618.
- Chen, S. & Lee, C. (1986). The effects of the sample size, the investment horizon and market conditions on the validity of composite performance measures: a generalization. *Management Science*, 32(11), 1410-1421.
- Chen, H. & Pennacchi, G. (2009). Does prior performance affect a mutual fund's choice of risk? Theory and further empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 745-775.
- Chen, N., Roll, R. & Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Chen, C. & Stockum, S. (1986). Selectivity, market timing and random beta behaviour of mutual funds: a generalized model. *Journal of Financial Research*, 9(1), 87-96.
- Chevalier, J. & Ellison, G. (1997). Risk taking by mutual funds as a response to incentives. *Journal of Political Economy*, 105(6), 1167-1200.
- Chevalier, J. & Ellison, G. (1999). Career concerns of mutual fund managers. *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 389-432.
- Chow, G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Christopherson, J., Ferson, W. & Glassman, D. (1998). Conditioning manager alphas on economic information: another look at the persistence of performance. *Review of Financial Studies*, 11(1), 111-142.
- Christopherson, J., Ferson, W. & Turner, A. (1999). Performance evaluation using conditional alphas and betas. *Journal of Portfolio Management*, 26(1), 59-72.
- Christoffersen, S. & Musto, D. (2002). Demand curves and the pricing of money management. *Review of Financial Studies*, 15(5), 1499-1524.
-

- Chua, C., Lai, S. & Wu, Y. (2008). Effective fair pricing of international mutual funds. *Journal of Banking & Finance*, 32(11), 2307-2324.
- Coggin, T., Fabozzi, F. & Rahman, S. (1993). The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation. *Journal of Finance*, 48(3), 1039-1055.
- Coles, J., Daniel, N. & Nardari, F. (2004). *Do model and benchmark specification error affect inference in measuring mutual fund performance?* Working Paper, Arizona State University, Drexel University and University of Houston.
- Comer, G. (2006). Hybrid mutual funds and market timing performance. *Journal of Business*, 79(2), 771-797.
- Connor, G. & Korajczyk, R. (1986). Performance measurement with the arbitrage pricing theory: a new framework for analysis. *Journal of Financial Economics*, 15(3), 373-394.
- Connor, G. & Korajczyk, R. (1991). The attributes, behaviour and performance of US mutual funds. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1(1), 5-26.
- Cooper, M., Gulen, H. & Rau, P. (2005). Changing names with style: mutual fund name changes and their effects on fund flows. *Journal of Finance*, 60(6), 2825-2858.
- Cortez, M. & Armada, M. (1997). On mutual fund performance evaluation. *Estudos de Gestão*, 3(3), 145-163.
- Cortez, M. & Silva, F. (2002). Conditioning information on portfolio performance evaluation: a reexamination of performance persistence in the Portuguese mutual fund market. *Finance India*, 16(4), 1393-1408.
- Cortez, M., Silva, F. & Areal, N. (2009). The performance of European socially responsible funds. *Journal of Business Ethics*, 87(4), 573-588.
- Cortez, M., Silva, F. & Areal, N. (forthcoming). Socially responsible investing in the global market: the performance of US and European funds. *International Journal of Finance and Economics*.
- Coval, J. & Moskowitz, T. (1999). Home bias at home: local equity preference in domestic portfolios. *Journal of Finance*, 54(6), 2045-2073.
- Coval, J. & Moskowitz, T. (2001). The geography of investment: informed trading and asset prices. *Journal of Political Economy*, 109(4), 811-841.
- Cremers, K. & Petajisto, A. (2009). How active is your fund manager? A new measure that predicts performance. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3329-3365.
-

- Cresson, J. (2002). R^2 : a market-based measure of portfolio and mutual fund diversification. *Quarterly Journal of Business & Economics*, 41(3-4), 115-143.
- Cullen, G., Gasbarro, D., Monroe, G. & Zumwalt, J. (forthcoming). Changes to mutual fund risk: intentional or mean reverting? *Journal of Banking & Finance* [available online].
- Cumby, R. & Glen, J. (1990). Evaluating the performance of international mutual funds, *Journal of Finance*, 45(2), 497-521.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. (2008). UK mutual fund performance: skill or luck? *Journal of Empirical Finance*, 15(4), 613-634.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. (2010a). The market timing ability of UK mutual funds. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(1-2), 270-289.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D. & O'Sullivan, N. (2010b). Mutual fund performance: measurement and evidence. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 19(2), 95-187.
- Dahlquist, M., Engstrom, S. & Soderlind, P. (2000). Performance and characteristics of Swedish mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 409-423.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S. & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058.
- Davis, J. (2001). Mutual fund performance and manager style. *Financial Analysts Journal*, 19-27.
- Deaves, R. (2004). Data-conditioning biases, performance, persistence and flows: the case of Canadian equity funds. *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 673-694.
- Deb, S. (2008). Performance of Indian equity mutual funds vis-à-vis their style benchmarks. *Icfai Journal of Applied Finance*, 14(1), 49-78.
- Del Guercio, D. & Tkac, P. (2002). The determinants of the flow of funds of managed portfolios: mutual funds vs pension funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(4), 523-557.
- Del Guercio, D. & Tkac, P. (2008). Star power: the effect of Morningstar rating on mutual fund flow. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(4), 907-936.
- Dellva, W., DeMaskey, A. & Smith, C. (2001). Selectivity and market timing performance of fidelity sector mutual funds. *Financial Review*, 36(1), 39-54.
-

- Dellva, W. & Olson, G. (1998). The relationship between mutual fund fees and expenses and their effects on performance. *Financial Review*, 33(1), 85-104.
- De Santis, G. & Gerard, B. (1997). International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk. *Journal of Finance*, 52(5), 1881-1912.
- Dhrymes, P., Friend, I. & Gultekin, N. (1984). A critical reexamination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, 39(2), 323-346.
- Drew, M., Veeraraghavan, M. & Wilson, V. (2005). Market timing, selectivity and alpha generation: evidence from Australian equity superannuation funds. *Investment Management and Financial Innovations*, 2(2), 111-127.
- Durbin, J. & Watson, G. (1951). Testing for serial correlation in least-squares regression. *Biometrika*, 38, 159-177.
- Dybvig, P. & Ross, S. (1985a). Differential information and performance measurement using a security market line. *Journal of Finance*, 40(2), 383-398.
- Dybvig, P. & Ross, S. (1985b). The analytics of performance measurement using a security market line. *Journal of Finance*, 40(2), 401-416.
- Eling, M. (2008). Does the measure matter in the mutual fund industry. *Financial Analysts Journal*, 64(3), 54-66.
- Elton, E. & Gruber, M. (1977). Risk reduction and portfolio size: an analytical solution. *Journal of Business*, 50(4), 415-437.
- Elton, E. & Gruber, M. (1995). *Modern portfolio theory and investment analysis*, Fifth edition, John Wiley & Sons, Inc, New York.
- Elton, E., Gruber, M. & Blake, C. (1996). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance. *Journal of Business*, 69(2), 133-157.
- Elton, E., Gruber, M. & Blake, C. (2003). Incentive fees and mutual funds. *Journal of Finance*, 69(2), 133-157.
- Elton, E., Gruber, M., Blake, C., Krasny, Y. & Ozelge, S. (2010). The effect of holdings data frequency on conclusions about mutual fund behavior. *Journal of Banking & Finance*, 34(5), 912-922.
- Elton, E., Gruber, M., Brown, S. & Goetzmann, W. (2006). Evaluation of asset managers. *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, 24, 10-33.
-

- Elton, E., Gruber, M., Das, S. & Hlavka, M. (1993). Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies*, 6(1), 1-22.
- Engstrom, S. (2003). Costly information, diversification and international mutual fund performance. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(4), 463-482.
- Evans, A. (2008). Portfolio manager ownership and mutual fund performance. *Financial Management*, 37(3), 513-534.
- Evans, J. & Archer, S. (1968). Diversification and the reduction of dispersion: an empirical analysis. *Journal of Finance*, 23(5), 761-767.
- Fabozzi, F. & Francis, J. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(1), 101-116.
- Fabozzi, F. & Francis, J. (1979). Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination. *Journal of Finance*, 34(5), 1243-1250.
- Fama, E. (1972). Components of investment performance. *Journal of Finance*, 27(3), 551-567.
- Fama, E. & French, K. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23-49.
- Fama, E. & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E. & French, K. (2010). Luck versus skill in cross-section of mutual fund returns. *Journal of Finance*, 65(5), 1915-1948.
- Fama, E. & Jensen, M. (1983). Agency problems and residual claims. *Journal of Law & Economics*, 26(2), 327-349.
- Fernández, A. & Aquilué, R. (2005). *Entradas monetarias y resultados de los fondos de inversión españoles*. Working Paper, XV Jornadas Hispano-Lusas de Gestão Científica.
- Fernando, D., Klapper, L., Sulla, V. & Vittas, D. (2003). *The global growth of mutual funds*. Working Paper n.º 3055, World Bank Policy Research.
-

- Ferreira, M., Keswani, A., Miguel, A. & Ramos, S. (2010). *The flow-performance relationship around the world*. Working Paper, Universidade Nova de Lisboa, Cass Business School and ISCTE Business School.
- Ferreira, M., Miguel, A. & Ramos, S. (2007). *The determinants of mutual fund performance: a cross-country study*. Working Paper, ISCTE Business School.
- Ferreira, M. & Ramos, S. (2009). *Mutual fund industry competition and concentration: international evidence*. Working Paper, Universidade Nova de Lisboa and ISCTE Business School.
- Ferruz, L., Nievas, J. & Vargas, M. (2008). Do Spanish mutual fund managers use public and private information correctly? Use of information in mutual fund management. *Applied Financial Economics*, 18(16), 1319-1331.
- Ferruz, L., Ortiz, C. & Sarto, J. (2009). Decisions of domestic equity fund investors: determinants and search costs. *Applied Financial Economics*, 19(16), 1295-1304.
- Ferruz, L. & Vicente, L. (2005). Sharpe's style analysis applied to Spanish domestic equity funds (1996-2002). *European Review of Economics and Finance*, 4(1), 21-34.
- Ferson, W. & Harvey, C. (1993). The risk and predictability of international equity returns. *Review of Financial Studies*, 6(3), 527-566.
- Ferson, W. & Qian, M. (2004). *Conditional performance evaluation, revisited*. Working Paper, Association for Investment Management and Research.
- Ferson, W., Sarkissian, S. & Simin, T. (2003). Is stock return predictability spurious? *Journal of Investment Management*, 1(3), 1-10.
- Ferson, W. & Schadt, R. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *Journal of Finance*, 51(2), 425-461.
- Ferson, W. & Warther, V. (1996). Evaluating fund performance in a dynamic market. *Financial Analysts Journal*, 52(6), 20-28.
- Fielitz, B. & Greene, M. (1980). Shortcomings in portfolio evaluation via MPT. *Journal of Portfolio Management*, 6(4), 13-19.
- Flavin, T. (2004). The effect of the Euro on country versus industry portfolio diversification. *Journal of International Money and Finance*, 23(7-8), 1137-1158.
- Fletcher, J. (1995). An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts. *Journal of Business Finance & Accounting*, 22(1), 143-156.
-

-
- Fletcher, J. & Marshall, A. (2005). An empirical examination of benefits of international diversification. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 15(5), 455-468.
- Francis, J. & Fabozzi, F. (1980). Stability of mutual fund systematic risk statistic. *Journal of Business Research*. 8(2), 263-275.
- Fraser, P. (1995). UK stock and government bond markets: predictability and term structure. *Applied Financial Economics*. 5(2), 61-67.
- French, K., Schwert, G. & Stambaugh, R. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-30.
- Friend, I. & Blume, M. (1970). Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, 70(4), 561-575.
- Friesen, G. & Sapp, T. (2007). Mutual fund flows and investor returns: an empirical examination of fund investor timing ability. *Journal of Banking & Finance*, 31(9), 2796-2816.
- Giambona, E. & Golec, J. (2009). Mutual fund volatility timing and management fees. *Journal of Banking & Finance*, 33(4), 589-599.
- Gil-Bazo, J. & Ruiz-Verdú, P. (2008). When cheaper is better: fee determination in the market for equity funds. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 67(3-4), 871-885.
- Gil-Bazo, J. & Ruiz-Verdú, P. (2009). The relation between price and performance in the mutual fund industry. *Journal of Finance*, 64(5), 2153-2183.
- Glosten, C., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1802.
- Godfrey, L. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 48(6), 1293-1302.
- Goetzmann, W., Ingersoll, J. & Ivkovic, Z. (2000). Monthly measurement of daily timers. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 257-290.
- Goetzmann, W. & Peles, N. (1997). Cognitive dissonance and mutual fund investors. *Journal of Financial Research*, 20(2), 145-158.
-

- Goldreyer, E. & Diltz, J. (1999). The performance of socially responsible mutual funds: incorporating sociopolitical information in portfolio selection. *Managerial Finance*, 25(1), 23-36.
- Golec, J. (2003). Regulation and the rise in asset-based mutual fund management fees. *Journal of Financial Research*, 26(1), 19-30.
- Goriaev, A., Nijman, T. & Werker, B. (2005). Yet another look at mutual fund tournaments. *Journal of Empirical Finance*, 12(1), 127-137.
- Grant, D. (1977). Portfolio performance and the “cost” of timing decisions. *Journal of Finance*, 32(3), 837-845.
- Gregory, A., Matatko, J. & Luther, R. (1997). Ethical unit trust financial performance: small company effects and fund size effects. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(5), 705-724.
- Gregory, A. & Whittaker, J. (2007). Performance and performance persistence of ethical trusts in the UK. *Journal of Business Finance & Accounting*, 34(7-8), 1327-1344.
- Grinblatt, M. & Titman, S. (1989). Portfolio performance evaluation: old issues and new insights. *Review of Financial Studies*, 2(3), 393-422.
- Grinblatt, M. & Titman, S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3), 419-444.
- Grubel, H. (1968). Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, 58(5), 1299-1314.
- Gruber, M. (1996). Another puzzle: the growth in actively managed mutual funds. *Journal of Finance*, 51(3), 783-810.
- Grünbichler, A. & Pleschiutchnig, U. (1999). *Performance persistence: evidence for the European mutual fund market*. Working Paper, University of St. Gallen.
- Grundy, K. & Malkiel, B. (1996). Reports on betas’ death have been greatly exaggerated. *Journal of Portfolio Management*, 22(3), 36-44.
- Gunthorpe, D. & Levy, H. (1994). Portfolio composition and the investment horizon. *Financial Analysts Journal*, 50(1), 51-56.
- Hallahan, T. & Faff, R. (1999). An examination of Australian equity trusts for selectivity and market timing performance. *Journal of Multinational Financial Management*, 9(3-4), 387-402.
-

-
- Hallahan, T. & Faff, R. (2009). Tournament behavior in Australian superannuation funds: a non-parametric analysis. *Global Finance Journal*, 19(3), 307-322.
- Hallahan, T., Faff, R. & Benson, K. (2008). Fortune favours the bold? Exploring tournament behavior among Australian superannuation funds. *Journal of Financial Services Research*, 33(3), 205-220.
- Hamilton, S., Jo, H. & Statman, M. (1993). Doing well while doing good? The investment performance of socially responsible mutual funds. *Financial Analysts Journal*, 49(6), 62-66.
- Handa, P., Kothari, S. & Wasley, C. (1993). Sensitivity of multivariate tests of the Capital Asset Pricing Model to the return measurement interval. *Journal of Finance*, 48(4), 1543-1551.
- Henriksson, R. (1984). Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business*, 57(1), 73-96.
- Henriksson, R. & Merton, R. (1981). On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of Business*, 54(4), 513-533.
- Holmes, K., Faff, R. & Clacher, I. (2010). Style analysis and dominant index timing: an application to Australian multi-sector managed funds. *Applied Financial Economics*, 20(4), 293-302.
- Horst, J., Nijman, T. & Roon, F. (2004). Evaluating style analysis. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 29-53.
- Höse, S., Huschens, S. & Wania, R. (2002). Rating migrations, in: *Applied Quantitative Finance*. New York: Springer, 87-110.
- Huang, J., Sialm, C. & Zhang, H. (2010). *Risk shifting and mutual fund performance*. Working Paper, The University of Texas at Austin.
- Huij, J. & Derwall, J. (2011). Global equity fund performance, portfolio concentration, and the fundamental law of active management. *Journal of Banking & Finance*, 35(1), 155-165.
- Hunter, D., Kandel, E., Kandel, S. & Wermers, R. (2009). *Endogenous benchmarks*. Working Paper, University of Hawaii at Manoa, Hebrew University of Jerusalem and University of Maryland.
-

-
- Ilmanen, A. (1995). Time-varying expected returns in international bond markets. *Journal of Finance*, 50(2), 482-506.
- Imisiker, S. & Ozlale, U. (2008). Assessing selectivity and market timing performance of mutual funds for an emerging market – The case of Turkey. *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(2), 87-99.
- Indro, D., Jiang, C., Hu, M. & Lee, W. (1999). Mutual fund performance: does fund size matter? *Financial Analysts Journal*, 55(3), 74-87.
- Ippolito, R. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality: evidence from the mutual fund industry. *Journal of Law and Economics*, 35(1), 45-70.
- Israelsen, C. (2000). The concentration game. *Financial Planning*, 3(2), 53-55.
- Ivkovich, Z., Sialm, C. & Weisbenner, S. (2008). Portfolio concentration and the performance of individual investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(3), 613- 656.
- Ivkovich, Z. & Weisbenner, S. (2009). Individual investor mutual fund flows. *Journal of Financial Economics*, 92(2), 223-237.
- Jacquillat, B. & Solnik, B. (1990). *Marchés financiers – Gestion de portefeuille et des risques*, Second Édition, Dunod.
- Jagannathan, R. & Korajczyk, R. (1986). Assessing the market timing performance of managed portfolios. *Journal of Business*, 59(2), 217-235.
- Jagannathan, R. & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Jain, C. & Wu, J. (2000). Truth in mutual fund advertising: evidence on future performance and fund flows. *Journal of Finance*, 55(2), 937-958.
- Jans, R. & Otten, R. (2008). Tournaments in the UK mutual fund industry. *Managerial Finance*, 34(11), 786-798.
- Jarque, C. & Bera, A. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistic Review*, 55(2), 163-172.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jensen, M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
-

-
- Jensen, M. (1969). Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. *Journal of Business*, 42(2), 167-247.
- Jensen, M. (1972). Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance. *Mathematical Models in Investment and Finance*, in Szego and Shell, North-Holland Press, 310-335.
- Jiang, W. (2003). A nonparametric test of market timing. *Journal of Empirical Finance*, 10(4), 399-425.
- Kacperczyk, M., Sialm, C. & Zheng, L. (2005). On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *Journal of Finance*, 60(4), 1983-2011.
- Kacperczyk, M., Sialm, C. & Zheng, L. (2007). Industry concentration and mutual fund performance. *Journal of Investment Management*, 5(1), 50-64.
- Kao, G., Cheng, L. & Chan, K. (1998). International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions. *Financial Review*, 33(2), 127-144.
- Kempf, A. & Ruenzi, S. (2008a). Family matters: rankings within fund families and fund inflows. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(1), 177-199.
- Kempf, A. & Ruenzi, S. (2008b). Tournaments in mutual-fund families. *Review of Financial Studies*, 21(2), 1013-1036.
- Kempf, A., Ruenzi, S. & Thiele, T. (2009). Employment risk, compensation incentives, and managerial risk taking: evidence from the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 92(1), 92-108.
- Keswani, A. & Stolin, D. (2006). Mutual fund performance persistence and competition: a cross-sector analysis. *Journal of Financial Research*, 29(3), 349-366.
- Khorana, A., Servaes, H. & Tufano, P. (2005). Explaining the size of the mutual fund industry around the world. *Journal of Financial Economics*, 78(1), 145-185.
- Khorana, A., Servaes, H. & Tufano, P. (2009). Mutual fund fees around the world. *Review of Financial Studies*, 22(3), 1279-1310.
- Klemkosky, R. & Maness, T. (1978). The predictability of real portfolio risk levels. *Journal of Finance*, 33(2), 631-639.
- Kliger, D., Levy, O. & Sonsino, D. (2003). On absolute and relative performance and the demand for mutual funds – Experimental evidence. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 52(3), 341-363.
-

- Kok, K., Goh, K. & Wong, Y. (2004). Selectivity and market timing performance of Malaysian unit trusts. *Malaysian Journal of Economic Studies*, 41(1-2), 71-85.
- Kon, S. & Jen, F. (1978). Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolios: an application of switching regression. *Journal of Finance*, 33(2), 457-475.
- Korkeamaki, T. & Smythe, T. (2004). Effects of market segmentation and bank concentration on mutual fund expenses and returns: evidence from Finland. *European Financial Management*, 10(3), 413-438.
- Koski, J. & Pontiff, J. (1999). How are derivatives used? Evidence from the mutual fund industry. *Journal of Finance*, 54(2), 791-816.
- Kothari, S. & Warner, J. (2001). Evaluating mutual fund performance. *Journal of Finance*, 56(5), 1985-2010.
- Kreander, N., Gray, R., Power, D. & Sinclair, C. (2005). Evaluating the performance of ethical and non-ethical funds: a matched pair analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(7-8), 1465-1493.
- Kryzanowski, L., Lalancette, S. & To, M. (1997). Performance attribution using an APT with prespecified macrofactors and time-varying risk premia and betas. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32(2), 205-224.
- Kuosmanen, T. (2007). Performance measurement and best-practice benchmarking of mutual funds: combining stochastic dominance criteria with data envelopment analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 28(1-2), 71-86.
- Lee, C. & Jen, F. (1978). Effects of measurement errors on systematic risk and performance measure of a portfolio. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(2), 299-312.
- Lee, C. & Rahman, S. (1990). Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business*, 63(2), 261-278.
- Lehmann, B. & Modest, D. (1987). Mutual fund performance evaluation: a comparison of benchmarks and benchmarks comparisons. *Journal of Finance*, 42(2), 233-265.
- Leite, P. & Cortez, M. (2009). Conditioning information in mutual fund performance evaluation: Portuguese evidence. *European Journal of Finance*, 15(5-6), 585-605.
- Leite, P., Cortez, M. & Armada, M. (2009). Measuring fund performance using multi-factor models: evidence for the Portuguese market. *International Journal of Business*, 14(3), 175-198.
-

-
- Levhari, D. & Levy, H. (1977). The Capital Asset Pricing Model and the investment horizon. *Review of Economics and Statistics*, 59(1), 92-104.
- Levy, H. (1972). Portfolio performance and the investment horizon. *Management Science*, 18(12), 645-653.
- Levy, H. (1981). The CAPM and the investment horizon. *Journal of Portfolio Management*, 7(2), 32-40.
- Levy, H. (1984). Measuring risk and performance over alternative investment horizons. *Financial Analysts Journal*, 40(2), 61-68.
- Lhabitant, F. (2001). On Swiss timing and selectivity: in the quest of alpha. *Financial Markets and Portfolio Management*, 15(2), 154-172.
- Li, K., Sarkar, A. & Wang, Z. (2003). Diversification benefits of emerging markets subject to portfolio constraints. *Journal of Empirical Finance*, 10(1-2), 57-80.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Lobosco, A. & DiBartolomeo, D. (1997). Approximating the confidence intervals for Sharpe style weights. *Financial Analysts Journal*, 53(4), 80-85.
- Louton, D. & Saraoglu, H. (2006). Performance implications of holding multiple mutual funds with the same investment objective. *Journal of Investing*, 15(1), 62-78.
- Lucas, A., Dijk, R. & Kloek, T. (2002). Stock selection, style rotation, and risk. *Journal of Empirical Finance*, 9(1), 1-34.
- Luther, R. & Matatko, J. (1994). The performance of ethical unit trusts: choosing an appropriate benchmark. *British Accounting Review*, 26(1), 77-89.
- Lynch, A. & Musto, D. (2003). How investors interpret past fund returns. *Journal of Finance*, 58(5), 2033-2058.
- Makarov, D. (2008). *Difference in interim performance and risk taking*. Working Paper, New Economics Schools in Moscow.
- Mallett, J. & Michelson, S. (2010). Green investing: is it different from socially responsible investing? *International Journal of Business*, 15(4), 395-410.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 8(1), 77-91.
- Matallín-Sáez, J. (2006). Seasonality, market timing and performance amongst benchmarks and mutual fund evaluation. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1484-1507.
-

-
- Mayers, D. & Rice, E. (1979). Measuring portfolio performance and the empirical content of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 7(1), 3-28.
- Merton, R. (1981). On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts. *Journal of Business*, 54(3), 363-406.
- Middleton, K. & Prather, L. (2003). Timing and selectivity of managed portfolios. *Corporate Finance Review*, 8(2), 28-33.
- Miller, R. (2007). Measuring the true cost of active management by mutual funds. *Journal of Investment Management*, 5(1), 29-49.
- Miller, T. & Gressis, N. (1980). Nonstationarity and evaluation of mutual fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(3), 639-654.
- Morey, M. (2003). Should you carry the load? A comprehensive analysis of load and no-load mutual fund out-of-sample performance. *Journal of Banking & Finance*, 27(7), 1245-1271.
- Morey, M. & Morey, R. (1999). Mutual fund performance appraisals: a multi-horizon perspective with endogenous benchmarking. *International Journal of Management Science*, 27(2), 241-258.
- Morris, R. & Pope, P. (1981). The Jensen measure of portfolio performance in an Arbitrage Pricing Theory context. *Journal of Business Finance & Accounting*, 8(2), 203-221.
- Moses, E. & Cheney, J. (1989). *Investments: analysis, selection and management*. West Publishing Company.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Nanda, V., Wang, Z. & Zheng, L. (2004). Family values and star phenomenon: strategies of mutual fund families. *Review of Financial Studies*, 17(3), 667-698.
- Navone, M. (2003). *Mutual fund competition with misspecified investment objectives*. Working Paper, Bacconi University and SDA Bocconi.
- Newey, W. & West, K. (1987). A simple positive semidefinite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Ntozi-Obwale, P., Fletcher, J. & Power, D. (2009). Conditional performance in different states of the economy: evidence from UK unit trusts. *Journal of Financial Transformation*, 24, 155-161.
- O'Neal, E. (1997). How many mutual funds constitute a diversified mutual fund portfolio? *Financial Analysts Journal*. 53(2), 37-46.
-

-
- Osório, P. (2009). Concentração de carteiras e desempenho dos fundos de investimento em acções nacionais. Tese de Mestrado, Universidade do Porto.
- Otten, R. & Bams, D. (2002). European mutual fund performance. *European Financial Management*, 8(1), 75-101.
- Otten, R. & Bams, D. (2004). How to measure mutual fund performance: economic versus statistical relevance. *Accounting and Finance*, 44(2), 203-222.
- Otten, R. & Bams, D. (2007). The performance of local versus foreign mutual fund managers. *European Financial Management*, 13(4), 702-720.
- Otten, R. & Schweitzer, M. (2002). A comparison between the European and the U.S. mutual fund industry. *Managerial Finance*, 28(1), 14-34.
- Pagan, A. & Sossounov, K. (2003). A simple framework for analysis bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 23-46.
- Papadamou, S. & Siriopoulos, C. (2004). American equity mutual funds in European markets: hot hands phenomenon and style analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 9(2), 85-97.
- Patro, D. (2001). Measuring performance of international closed-end funds. *Journal of Banking & Finance*. 25(9), 1741-1767.
- Peterson, D. & Rice, M. (1980). A note on the ambiguity in portfolio performance measures. *Journal of Finance*, 35(5), 1251-1256.
- Pesaran, M. & Timmermann, A. (1994). Forecasting stock returns. An examination of stock market trading in the presence of transaction costs. *Journal of Forecasting*, 13(4), 335-367.
- Pesaran, M. & Timmermann, A. (1995). Predictability of stock returns: robustness and economic significance. *Journal of Finance*, 50(4), 1201-1228.
- Pfleiderer, P. & Bhattacharya, S. (1983). A note on performance evaluation. *Technical Report n.º 714*, Stanford University, Graduate School of Business.
- Prather, L. & Middleton, K. (2006). Timing and selectivity of mutual fund managers: an empirical test of the behavioral decision-making theory. *Journal of Empirical Finance*, 13(3), 249-273.
- Prather, L., Middleton, K. & Cusack, A. (2001). Are N+1 heads better than one? The timing and selectivity of Australian-managed investment funds. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(4), 379-400.
-

- Prince, T. & Bacon, F. (2010). Analyzing mutual fund performance against established performance benchmarks: a test of market efficiency. *Research in Business and Economics Journal*, 1, 1-14.
- Qiu, J. (2003). Termination risk, multiple managers and mutual fund tournaments. *European Finance Review*, 7(2), 161-190.
- Radcliffe, R. (1997). *Investment: concepts, analysis, strategy*, Fifth edition, Addison-Wesley, New York.
- Rakowski, D. (2010). Fund flow volatility and performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(1), 223-238.
- Ramos, S. (2009). The size and structure of the world mutual fund industry. *European Financial Management*, 15(1), 145-180.
- Rao, S. (2000). Market timing and mutual fund performance. *American Business Review*, 18(2), 75-79.
- Rao, S. (2001). Mutual fund performance during up and down market conditions. *Review of Business*, 22(1-2), 62-65.
- Rodríguez, J. (2010). The performance of socially responsible mutual funds: a volatility-match approach. *Review of Accounting & Finance*, 9(2), 180-188.
- 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*, 4(2), 129-176.
- Roll, R. (1978). Ambiguity when performance is measured by the security market line. *Journal of Finance*, 33(4), 1051-1069.
- Roll, R. (1979). A reply to Mayers and Rice. *Journal of Financial Economics*, 7, 391-400.
- Roll, R. (1980). Performance evaluation and benchmark errors I. *Journal of Portfolio Management*, 6(4), 5-12.
- Roll, R. (1981). Performance evaluation and benchmark errors II. *Journal of Portfolio Management*, 7(2), 17-22.
- Romacho, J. (2010). Competição e desempenho na gestão de fundos de acções – O caso português (1996-2006). *Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão*, 9(1-2), 39-48.
- Romacho, J. & Cortez, M. (2005). Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português. *Tékhné-Revista de Estudos Politécnicos*, 2(4), 39-58.
-

- Romacho, J. & Cortez, M. (2006). Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance. *Research in International Business and Finance*, 20(3), 348-368.
- Rosenberg, B., Reid, K. & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-17.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Ross, S. (1977). Risk, return and arbitrage, in: *Risk and return in Finance*, Friend & Bicksler Ed., Cambridge, MA, 189-218.
- Rudin, A. & Morgan, J. (2006). A portfolio diversification index. *Journal of Portfolio Management*, 32(2), 81-89.
- Ruenzi, S. (2005). *Mutual fund growth in standard and specialist market segments*. Working Paper, University of Cologne.
- Santos, F. (1997). *Dicionário inglês-português de economia*. 3ª Edição. Mem Martins: Publicações Europa-América.
- Sapp, T. & Yan, X. (2008). Security concentration and active fund management: do focused funds offer superior performance? *Financial Review*, 43(1), 27-49.
- Sawicki, J. (2000). Investor's response to the performance of professional fund managers: evidence from the Australian wholesale funds market. *Australian Journal of Management*, 25(1), 47-66.
- Sawicki, J. (2001). Investor's differential response to managed fund performance. *Journal of Financial Research*, 24(3), 367-384.
- Sawicki, J. (2002). *Identifying style and defining benchmarks: the case of balanced funds*. Working Paper, Nanyang Technological University.
- Sawicki, J. & Ong, F. (2000). Evaluating fund performance using conditional measures: Australian evidence, *Pacific-Basin Finance Journal*, 8(3-4), 505-528.
- Scholtens, B. (2005). Style and performance of Dutch social responsible investment funds. *Journal of Investing*, 14(1) 63-72.
- Schwarz, C. (2008). *Mutual fund tournaments: the sorting bias and new evidence*. Working Paper, University of California at Irvine.
- Sharpe, W. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9(2) 277-293.
-

- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sharpe, W. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business*, 39(1), 119-138.
- Sharpe, W. (1988). Determining a fund's effective asset mix. *Investment Management Review*, 59-69.
- Sharpe, W. (1992). Asset allocation: management style and performance measurement. *Journal of Portfolio Management*, 18(2), 7-19.
- Shawky, H. (1982). Un update on mutual funds: better grades. *Journal of Portfolio Management*, 8(2), 29-34.
- Shawky, H. & Smith, D. (2005). Optimal number of stock holdings in mutual fund portfolios based on market performance. *Financial Review*, 40(4), 481-495.
- Shefrin, H. & Statman, M. (1985). The disposition to sell winners too early and ride losers too long: theory and evidence. *Journal of Finance*, 40(3), 777-792.
- Shukla, R. (2004). The value of active portfolio management. *Journal of Economics and Business*, 56(4), 331-346.
- Shukla, R. & van Inwegen, G. (1995). Do locals perform better than foreigners?: an analysis of UK and US mutual fund managers. *Journal of Economics and Business*, 47(3), 241-254.
- Shy, O. & Stenbacka, R. (2003). Market structure and diversification of mutual funds. *Journal of Financial Markets*, 6(4), 607-624.
- Silva, F., Cortez, M. & Armada, M. (2003). Conditioning information and European bond fund performance. *European Financial Management*, 9(2), 201-230.
- Simons, K. (1998). Risk-adjusted performance of mutual funds. *New England Economic Review*. September/October, 33-48.
- Sinha, R. & Jog, V. (2007). Fund flows and performance. *Canadian Investment Review*, 20(2), 28-34.
- Sirri, E. & Tufano, P. (1998). Costly search and mutual fund flows. *Journal of Finance*, 53(5), 1589-1622.
- Smith, K. & Tito, D. (1969). Risk return measures of ex-post portfolio performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4(4), 449-471.
- Solnik, B. (1974). Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analysts Journal*, 30(4), 48-54.
-

- Statman, M. (1987). How many stocks make a diversified portfolio? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(3), 353-363.
- Statman, M. (2000). Socially responsible mutual funds. *Financial Analysts Journal*, 56(3), 30-39.
- Statman, M. (2004). The diversification puzzle. *Financial Analysts Journal*, 60(4), 44-53.
- Stein, J. (2005). Why are most funds open-end? Competition and the limits of arbitrage. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 247-272.
- Stevenson, S. (2004). A performance evaluation of portfolio managers: tests of micro and macro forecasting. *Financial Analysts Journal*, 56(3), 30-39.
- Sunder, S. (1980). Stationarity of market risk: random coefficient tests for individual stocks. *Journal of Finance*, 35(4), 883-896.
- Swinkels, L. & Sluis, P. (2006). Return-based style analysis with time-varying exposures. *European Journal of Finance*, 12(6-7), 529-552.
- Taylor, J. (2003). Risk-taking behavior in mutual fund tournaments. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 50(3), 373-383.
- Tessitore, A. & Usmen, N. (2005). Decomposing performance of funds-of-funds. *Journal of American Academy of Business*, 6(1), 150-154.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*, 25(67), 65-85.
- Tole, T. (1982). You can't diversify without diversifying. *Journal of Portfolio Management*, 8(2), 5-11.
- Treynor, J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, 43(1), 63-75.
- Treynor, J. & Mazuy, K. (1966). Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review*, 44(4), 131-136.
- Vieira, E. & Armada, M. (1998). A metodologia de Henriksson e Merton na detecção da performance de fundos de pensões. *Estudos de Gestão*, 4(2), 107-118.
- Volkman, D. (1999). Market volatility and perverse timing performance of mutual funds. *Journal of Financial Research*, 22(4), 449-470.
- Wagner, W. & Lau, S. (1971). The effect of diversification on risk. *Financial Analysts Journal*, 27(6), 48-53.
-

- Wahal, S. & Wang, A. (2011). Competition among mutual funds. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 40-59.
- Wang, K. (2005). Multifactor evaluation of style rotation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 349-372.
- Warburton, A. (2010). *Can there be too much competition in financial services? Evidence from British mutual funds*. Working Paper, Syracuse University.
- Wermers, R. (2000). Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses. *Journal of Finance*, 55 (4), 1655-1695.
- White, H. (1980). A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Wit, D. (1998). Naive diversification. *Financial Analysts Journal*, 54(4), 95-100.
- Zhao, X., Wang, S. & Lai, K. (2011). Mutual funds performance evaluation based on endogenous benchmarks. *Expert Systems with Applications*, 38(4), 3663-3670.
- Zheng, L. (1999). Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability. *Journal of Finance*, 54(3), 901-933.
- Zimmermann, H. & Zogg-Wetter, C. (1992). On detecting selection and timing ability: the case of stock market indexes. *Financial Analysts Journal*, 48(1), 80-83.