

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)

Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL

<http://www4.fe.uc.pt/gemf/> - gemf@sonata.fe.uc.pt

NUNO M. SILVA

**FUNDOS DE FUNDOS DE ACÇÕES
INTERNACIONAIS:
UMA AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO
ESTUDOS DO GEMF**

N.º 4

2002

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**



FUNDOS DE FUNDOS DE ACÇÕES INTERNACIONAIS: UMA AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO¹²

Nuno M. Silva
nunos@sonata.fe.uc.pt

Abstract

In this study we tried to evaluate the performance of a set of stock mutual funds of funds from three countries of the European Union- Luxembourg, France and United Kingdom. The results of the application of traditional evaluation methods (Sharpe's and Treynor's ratios and Jensen's alfa), as well as the utilisation of Sortino's ratio, revealed that the performance of most of the funds is worse than the performance of the *MSCI World* Index. However, we couldn't find any fund whose performance is statistically different from the performance of the Index.

Finally, we used Henriksson and Merton's (1981) model to decompose the performance of mutual fund managers between their market timing ability and their security selection capability. The results we obtained revealed that the managers do not possess any of these capacities.

Resumo

Neste estudo propusemo-nos avaliar a performance dum conjunto de fundos de fundos de acções internacionais, domiciliados em 3 estados da União Europeia- França, Luxemburgo e Reino Unido. Os resultados da aplicação das medidas de avaliação tradicionais (rácios de Sharpe e Treynor e coeficiente alfa de Jensen), bem como a utilização do rácio de Sortino, revelam que o desempenho da maioria dos fundos de fundos é inferior ao desempenho do índice *MSCI World*. Contudo, não foi possível detectar a existência de qualquer fundo de fundos com uma performance estatisticamente diferente da performance do índice referido.

Finalmente, utilizámos o modelo de Henriksson e Merton (1981) para decompor a performance dos gestores dos fundos de fundos na sua capacidade de *market-timing* e na sua aptidão para seleccionar activos individuais. Os resultados obtidos revelam que os gestores não possuem nenhuma das capacidades indicadas.

¹ Agradecemos ao Professor Gallais-Hamonno (Universidade de Orleães) por nos ter sugerido as principais linhas orientadoras deste trabalho, e por todo o apoio dado na obtenção da base de dados e de vários artigos fulcrais para a realização do mesmo. Agradecemos também a colaboração do Professor José Soares da Fonseca (Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra) na revisão deste trabalho.

² O autor deste trabalho beneficiou duma bolsa de estudo da Embaixada de França em Portugal.

I. Introdução

A avaliação do desempenho dos fundos de investimento constitui, face ao seu crescimento exponencial a partir da década de oitenta, um tema de debate incontornável na comunidade académica e entre os investidores em geral. A eventual aceitação da hipótese de que os gestores dos fundos de investimento conseguem suplantar a performance do índice de mercado contradiz a hipótese de eficiência informacional dos mercados financeiros. Pelo contrário, a constatação de que a performance dos fundos de investimento é inferior à do índice de mercado revelar-nos-ia que o dispêndio de dinheiro no pagamento das comissões de gestão aos gestores dos fundos de investimento é injustificado.

A generalidade dos estudos a que tivemos acesso não permite tirar conclusões definitivas relativamente à performance dos fundos de acções. Tipicamente, o número de fundos com desempenho estatisticamente distinguível da performance do índice de mercado é muito reduzido, e a performance da média dos fundos é similar à do índice.³ No entanto, alguns autores obtiveram resultados que revelam a existência de grupos de fundos com uma performance superior à do índice de mercado- Black, Fraser e Power (1992)- ou inferiores a esta- Engstrom (2000).

Neste estudo procuraremos avaliar o desempenho de dezanove fundos de fundos de acções globais, domiciliados em três estados da União Europeia: França, Reino Unido e Luxemburgo. Cremos ser este o primeiro trabalho que foca este tema.

Na primeira parte faremos uma breve apresentação da base de dados, seguida duma análise preliminar das principais propriedades estatísticas dos fundos que a constituem. Na segunda parte procuraremos avaliar a performance dos referidos fundos, recorrendo aos rácios de Sharpe⁴, Treynor e Sortino⁵, e ainda ao coeficiente de Jensen. Na terceira parte testaremos a capacidade de previsão da evolução do índice de mercado por parte dos gestores dos fundos de investimento analisados (capacidade de *market-timing*), a partir do modelo de Henriksson e Merton (1981). Finalmente, na última secção, apresentaremos as principais conclusões que resultaram deste estudo.

³ Ver, entre outros, Ippolito (1989), Cumby e Glen (1990), Malkiel (1995), Bal and Leger (1996), Kao, Cheng e Chan (1998), Sousa (1999), Wermers (2000), Rao (2000).e Aftalion (2001).

⁴ Gallais-Hamonno (1995) e Gallais-Hamonno e Grandin (1999) apresentam uma excelente síntese dos principais métodos de avaliação de performance de fundos de investimento.

II. Análise preliminar da base de dados

A base de dados utilizada neste estudo, que nos foi gentilmente cedida pela empresa Micropal⁶, é composta pelos valores liquidatários⁷, no final de cada mês, das unidades de participação dum conjunto de 63 fundos de fundos de acções internacionais domiciliados em 6 países da União Europeia (Alemanha, Áustria, Espanha, França, Luxemburgo e Reino Unido). Contudo, foi a necessidade de avaliar o desempenho dos fundos ao longo dum período de tempo relativamente dilatado para obter resultados relevantes, que nos levou a excluir todos os fundos com menos de cinco anos de existência, e conduziu à eliminação de grande parte da amostra. Após esta pré-selecção restaram 19 fundos⁸ cuja performance será objecto de análise no período que medeia entre Julho de 1996 e Junho de 2001.

Na tabela 1 apresentamos um resumo das principais propriedades estatísticas das taxas de rentabilidade mensal dos 19 fundos e do índice *MSCI World*. Podemos constatar que, para a generalidade dos fundos, a rentabilidade média mensal é inferior à rentabilidade média do índice (são excepção os fundos Declic e Fidelity). Também é visível que o risco dos fundos é, em regra, inferior ao risco do índice *MSCI World*. Este fenómeno não constitui surpresa uma vez que parte da carteira dos fundos é, tipicamente, composta por liquidez que visa fazer face à eventual liquidação das unidades de participação existentes. Logo, é natural que a rentabilidade e o risco dos fundos seja inferior à dum índice constituído unicamente por acções.

⁵ Ver Price e Sortino (1994) e Forsey e Sortino (1996).

⁶ Agradecemos à empresa Micropal e, em particular, ao seu director, Dennis Le Berche, a cedência dos dados que possibilitaram a realização deste trabalho.

⁷ Os valores das unidades de participação estão expressos em Francos Franceses até Dezembro de 1998 e em Euros a partir de Janeiro de 1999.

⁸ Os fundos cujo desempenho avaliado neste estudo são os seguintes:

Luxemburgo (8)- Lux World Fd. Growth (Luxworld), Rabobank Select Equity (Rabobank), Generalinvest Croissance (Generalinvest), Actinvest Lux Dynamik (Actinvest), JVB Portfolio Ortelius (JVB), PEH Q-Discount (PEHQdiscount), Luxlife Actions Internat. (Luxlife), SEB Invest Optimix Chance (SEB).

França (5)- Fonds de Fonds MGA (FondsMGA), Plurial Monde (Plurial), Mondinvest Croissance (Mondinvest), Declic Actions Internationales (Declic), W Finance Croissance (Wfinance).

Reino Unido (6)- Fidelity Fds PS Growth (Fidelity), AS Sackville Growth Pftl (Assackville), CF Margetts Intl Strategy (Cfmargetts), JPMF Masterfund (JPMF), Marlborough Intl Equity (Marlborough), Investec Exempt Intl Equity (Investec).

Tabela 1
Propriedades estatísticas dos fundos de fundos de acções

	Média	Desvio-padrão	Dickey-Fuller	Jarque-Bera (p-value)
Luxworld	0.96%	4.99%	-6.24	46.5%
Rabobank	0.52%	4.66%	-6.06	54.42%
Generalinvest	1.33%	5.68%	-6.56	43.14%
Activest	0.8%	4.58%	-6.88	47.59%
JVB	0.99%	4.7%	-7.66	21.59%
PEHQdiscount	0.84%	6.56%	-7.01	33.36%
Luxlife	1.18%	5.62%	-6.6	71.69%
SEB	0.77%	4.11%	-6.44	73.36%
FondsMGA	0.69%	4.22%	-7.73	66.25%
Plurial	0.92%	4.69%	-6.69	45.2%
Mondinvest	0.74%	3.11%	-5.69	98.36%
Declic	1.69%	6.97%	-6.88	80.77%
Wfinance	0.86%	3.67%	-5.78	34.59%
Fidelity	1.58%	5.87%	-6.92	18.56%
Assackville	0.92%	5.28%	-5.62	53.16%
CFMargetts	1.18%	5.08%	-6.17	78.5%
JPMF	1.36%	5.01%	-6.28	66.65%
Marlborough	1.06%	4.92%	-5.4	58.87%
Investec	1.06%	5.59%	-6.63	11.44%
MSCIWorld	1.49%	5.42%	-7.52	15.21%

Na terceira coluna da tabela constam os valores do teste de estacionaridade de Dickey-Fuller. A hipótese de não estacionaridade das séries das taxas de rentabilidade mensais dos fundos e do índice é claramente rejeitada a 1% (valor crítico = -2.61).

Finalmente, na última coluna são apresentados os resultados do teste de normalidade de Jarque-Bera. A hipótese de normalidade das taxas de rentabilidade mensal nunca é rejeitada a 10%. Este resultado é, de certa forma, inesperado uma vez que estudos anteriores⁹ revelaram que as taxas de rentabilidade mensais dos fundos não seguem, habitualmente, uma distribuição normal. Presumivelmente, o resultado que obtivemos poderá dever-se ao facto dos fundos de fundos de acções englobarem uma maior diversidade de títulos que os fundos de acções vulgares, o que poderá contribuir para uma maior aproximação à distribuição normal das taxas de rentabilidade dos primeiros.

⁹ Ver, por exemplo, Sousa (1999).

III. Avaliação do desempenho dos fundos de fundos de acções

Nesta secção apresentaremos, sucintamente, diversos modelos tradicionais de avaliação da performance dos fundos de investimento (rácio de Sharpe, rácio de Treynor e α de Jensen)¹⁰ e os resultados da sua aplicação aos fundos constantes na nossa base de dados. Faremos também uma breve exposição dum método de avaliação alternativo, proposto por Price e Sortino (1994) (rácio de Sortino), que visa colmatar algumas das deficiências que são apontadas ao rácio de Sharpe.

III.1. Rácio de Sharpe

O rácio de Sharpe estabelece uma relação entre o excesso de rentabilidade dum determinado fundo de investimento, relativamente à taxa de juro sem risco, e o seu risco, que é representado pelo desvio-padrão da taxa de rentabilidade do fundo

$$SH_i = \frac{\bar{R}_{i,t} - R_{f,t}}{\sigma_i}, \quad (1)$$

em que SH_i é o rácio de Sharpe do fundo i , $\bar{R}_{i,t}$ é a taxa de rentabilidade média do fundo i no período t , $R_{f,t}$ ¹¹ é a taxa de rentabilidade do activo sem risco no período t e σ_i é o desvio-padrão da taxa de rentabilidade do fundo i . Naturalmente que, quanto maior é o valor do rácio de Sharpe melhor é o desempenho do fundo.

III.2. Coeficiente α de Jensen

Jensen desenvolveu um método alternativo de avaliação da performance dos fundos de investimento baseado no modelo de equilíbrio dos activos de capital. De acordo com este modelo, o excesso de rentabilidade dum activo ou portefólio relativamente à taxa de juro sem risco depende, exclusivamente, do seu coeficiente beta (rácio entre a covariância entre a taxa de rentabilidade do activo e a taxa de rentabilidade do portefólio de mercado e a variância da taxa de rentabilidade deste último portefólio). Logo, a verificação do modelo implica que o coeficiente α deve ser igual a zero na seguinte regressão

¹⁰ Ver, por exemplo, Gallais-Hamonno e Grandin (1999).

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \alpha + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

em que $R_{m,t}$ e $R_{i,t}$ representam a taxa de rentabilidade do portefólio de mercado¹² e do fundo i no período t , respectivamente, e $\varepsilon_{i,t}$ é um termo de erro. Consequentemente, a observação dum coeficiente α significativamente superior (inferior) a zero significa que o fundo em causa apresenta uma taxa de rentabilidade superior (inferior) àquela que seria de esperar em função do seu nível de risco sistemático.

III.3. Rácio de Treynor

O desvio-padrão da taxa de rentabilidade dos fundos de investimento, utilizado no rácio de Sharpe, apenas é uma medida correcta do risco que um investidor suporta se este não tiver possibilidade de proceder à diversificação da sua carteira de investimentos. Se, pelo contrário, o indivíduo comprar unidades de participação em diversos fundos de investimento, então o risco específico do seu portefólio diluir-se-á e a medida de risco relevante para este investidor é somente a sua componente sistemática, representada pelo parâmetro β na equação (2).

Treynor, baseando-se neste raciocínio, propôs uma medida alternativa de avaliação do desempenho dos fundos de investimento na qual o seu risco é representado pelo parâmetro β estimado a partir da equação (2)

$$T_i = \frac{\bar{R}_{i,t} - R_{f,t}}{\beta_i}, \quad (3)$$

em que T_i é o rácio de Treynor para o fundo i . Naturalmente que, de acordo com este critério, os fundos cujo valor do rácio de Treynor é mais elevado são aqueles que exibem um melhor desempenho.

III. 4. Rácio de Sortino

Price e Sortino (1994) criticam as medidas de risco tradicionais, usadas nos rácios de Sharpe e Treynor, uma vez que estas assumem implicitamente que, qualquer desvio em relação à taxa de rentabilidade média dum determinado fundo constitui um risco para

¹¹ A taxa de rentabilidade do activo sem risco usada neste trabalho é a Pibor a 1 mês (taxa de juro a 1 mês do mercado monetário francês).

¹² Utilizámos como portefólio de mercado o índice MSCI World.

o investidor. Porém, como os referidos autores apontam, os investidores, tipicamente, estipulam uma taxa de rentabilidade objectivo que pretendem atingir, e apenas se sentem lesados quando a taxa de rentabilidade verificada é inferior a esta. Consequentemente, a medida de risco a adoptar apenas deverá incluir os desvios da taxa de rentabilidade do fundo relativamente à taxa de rentabilidade objectivo quando a primeira é inferior à segunda.

A medida de avaliação da performance dos fundos de investimento proposta por Price e Sortino (1994), que designaremos por rácio de Sortino é dada por

$$S_i = \frac{\bar{R}_{i,t} - MAR}{DD_i}, \quad (4)$$

em que S_i é o rácio de Sortino, MAR é a taxa de rentabilidade mínima que o investidor pretende atingir e DD_i é uma medida do risco de não atingir a taxa de rentabilidade alvo para o fundo i

$$DD_i = \left[\frac{\sum_{t=1}^n [\min\{R_{i,t} - MAR, 0\}]^2}{n} \right]^{0.5}, \quad (5)$$

onde n é o número de observações disponíveis para o fundo i .

Infelizmente, a aplicação desta medida de avaliação de desempenho requer a definição da taxa de rentabilidade alvo que, usualmente, difere de investidor para investidor. Neste trabalho iremos assumir uma posição conservadora, admitindo que os investidores pretendem alcançar, no mínimo, uma taxa de rentabilidade igual à taxa de juro do activo sem risco ($MAR_t = R_{f,t}$).

IV. Resultados

Na tabela 2 são apresentados os principais resultados da aplicação dos testes que acabámos de descrever. Nas duas primeiras colunas da tabela estão expressos os valores dos parâmetros α e β , estimados, a partir da equação (2), pelo método dos mínimos quadrados ordinários, tendo-se procedido à correcção da autocorrelação pelo método de Hildreth-Lu, sempre que o valor da estatística de Durbin-Watson o justificava.

Tabela 2
Resultados dos testes de avaliação do desempenho dos fundos de fundos

	Beta	Alfa	p-value do alfa	p-value do alfa (boot.)	Rácio de Sharpe	Rácio de Treynor	Rácio de Sortino
Luxworld	0.819	-0.0031	31.62%	28.4%	0.132	0.0081	0.1973
Rabobank	0.67	-0.0058	14.41%	13%	0.047	0.0032	0.0694
Generalinvest	0.891	-0.0003	94.43%	95.2%	0.181	0.0116	0.2888
Activest	0.735	-0.0037	22.61%	21.6%	0.109	0.0068	0.1574
JVB	0.809	-0.0027	24.2%	21.6%	0.147	0.0086	0.2143
PEHQdiscount	0.971	-0.0061	24.45%	22.4%	0.082	0.0055	0.1207
Luxlife	0.855	-0.0014	74.49%	75.6%	0.156	0.0102	0.2487
SEB	0.693	-0.0036	12.26%	11.8%	0.113	0.0067	0.1696
FondsMGA	0.622	-0.003	26.75%	30.6%	0.092	0.0062	0.1366
Plurial	0.785	-0.0031	24.7%	25%	0.132	0.0079	0.1963
Mondinvest	0.375	0.0004	90.79%	80.8%	0.14	0.0116	0.2239
Declic	1.154	0.0002	96.6%	96.4%	0.199	0.012	0.3191
Wfinance	0.456	0.0002	96.06%	96.8%	0.153	0.0123	0.242
Fidelity	0.976	0.0034	72.85%	71.6%	0.218	0.0131	0.3434
Assackville	0.731	-0.0025	59.33%	59.6%	0.117	0.0085	0.1749
CFMargetts	0.745	-0.0001	98.48%	99.2%	0.173	0.0118	0.2844
JPMF	0.83	0.0007	81.08%	79.8%	0.211	0.0127	0.3353
Marlborough	0.707	-0.0008	84.5%	83%	0.154	0.0107	0.2406
Investec	0.923	-0.0033	31.16%	46.4%	0.136	0.0082	0.2007
Média	0.776	-0.0018	-	-	0.142	0.0092	0.2191
MSCI World	1	0	-	-	0.219	0.0119	0.3391

É visível que, para a generalidade dos fundos analisados, o risco sistemático incorrido, medido pelo parâmetro beta, é inferior ao do índice. Também é possível constatar que, na maioria dos casos, o valor estimado do parâmetro alfa é negativo (o alfa médio mensal é de -0.18% , o que significa que o desempenho dos fundos é em média 2.2% ao ano inferior ao desempenho do índice *MSCI World*)¹³. No entanto, como se comprova a partir da terceira coluna da tabela (*p-value* do teste do tipo t de *student* para a

¹³ Segundo alguns autores, entre os quais se contam Black, Fraser e Power (1992), a hipótese da versão base do modelo de Jensen, segundo a qual o coeficiente beta é constante não é credível. O parâmetro beta dum fundo pode variar ao longo do tempo porque (i) os gestores dos fundos de investimento frequentemente definem o rácio entre o valor investido em acções e em outros activos em função da sua expectativa relativamente à evolução do índice de mercado (*market-timing*), (ii) o risco sistemático das acções que compõem o fundo pode variar, (iii) a percentagem de acções de cada empresa no fundo não permanece constante ao longo do tempo. Consequentemente, o modelo de Jensen pode conduzir a conclusões falaciosas. No sentido de avaliar a relevância deste problema, efectuamos um teste de estabilidade do parâmetro beta para todos os fundos, e verificámos que, para seis dos fundos, a hipótese de que o seu valor é constante foi rejeitada. Posteriormente, estimámos novamente o parâmetro alfa para estes fundos, usando o filtro de Kalman, e admitindo que o parâmetro beta segue um passeio aleatório,

hipótese nula $\alpha=0$), em nenhum caso o parâmetro alfa é estatisticamente diferente de zero.

Uma vez que este teste só é válido se os resíduos da regressão (2) seguirem uma distribuição normal, testamos esta hipótese para todos os fundos de fundos, e verificámos que em 11 casos¹⁴ a normalidade dos resíduos é rejeitada a 5% de significância. Para comprovar a robustez dos resultados obtidos, calculámos novamente o *p-value* associado ao teste da hipótese $\alpha=0$, fazendo o *bootstrap* dos resíduos estimados na equação (2). Concretamente, o método adoptado para cada um dos fundos de fundos foi o seguinte¹⁵:

(i) Estimação da equação (2), guardando a série dos resíduos e o coeficiente beta.

(ii) Construção de 500 séries fictícias de taxas de rentabilidade a partir da seguinte equação

$$(R_{i,t}^b - R_{f,t}) = 0 + \hat{\beta}_i \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}^b, \quad (6)$$

em que $R_{i,t}^b$ é a taxa de rentabilidade da série fictícia número b durante o período t, $\hat{\beta}_i$ é o valor do parâmetro beta estimado em (i) e $\varepsilon_{i,t}^b$ é o valor do resíduo seleccionado aleatoriamente a partir da série de resíduos original.

(iii) Estimação da equação (2) para cada uma das 500 séries fictícias criadas em (ii) pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

(iv) Cálculo do *p-value* associado à hipótese nula $\alpha_i^0 = 0$ a partir da seguinte expressão

$$p - value = \frac{\sum_{b=1}^{500} I(|\alpha_i^b| > |\alpha_i^0|)}{500}, \quad (7)$$

em que I é uma função indicador que assume o valor 1 quando a condição expressa é respeitada, α_i^b é o valor do parâmetro alfa, estimado em (iii), para a série fictícia número b do fundo i, e α_i^0 é o valor do parâmetro alfa, estimado em (i) para o fundo i a partir da série de taxas de rentabilidade original. Como se constata, a partir da observação da quarta coluna da tabela 2, os resultados que obtivemos anteriormente permanecem, no essencial, inalterados, pelo que não é possível atribuí-los à aplicação errónea dum teste

tal como fizeram Black, Fraser e Power (1992): Os resultados que obtivemos são, no essencial, coincidentes com os originais, pelo que optámos por não os apresentar.

¹⁴ Os fundos para os quais esta hipótese foi rejeitada são: Generalinvest, Activest, Mondinvest, Declic, Wfinance, Fidelity, Assackville, CFMargetts, JPM, Marlborough e Investec.

¹⁵ Ver Kosowski, Timmermann, White e Wermers (2001).

do tipo de t de *student* a uma regressão cujos resíduos não seguem uma distribuição normal.

Finalmente, também testamos a hipótese do conjunto dos parâmetros alfa de todos os fundos de fundos serem iguais a zero¹⁶. Esta hipótese também não foi rejeitada (*p-value* = 25.35%).

Nas três últimas colunas da tabela 2 são apresentados os valores dos rácios de Sharpe, Treynor e Sortino para os dezanove fundos de fundos e para o índice *MSCI World*. Na esmagadora maioria dos casos, o valor deste rácios para o índice é superior ao valor do rácio correspondente para os dezanove fundos de fundos, o que indicia que a performance do primeiro é superior à dos últimos (são excepções os rácios de Treynor dos fundos JPMF, Fidelity, Wfinance e Declic, e o rácio de Sortino do fundo Fidelity). Também é notória a concordância entre a ordenação dos fundos segundo cada um dos três critérios. Na tabela 3 podemos comprovar que o coeficiente de correlação das ordenações de Spearman assume sempre valores superiores a 93%.

Tabela 3
Coefficientes de correlação de Spearman

	Sharpe	Treynor	Sortino
Sharpe	-	93.51%	99.47%
Treynor	93.51%	-	94.91%
Sortino	99.47%	94.91%	-

V. O modelo de Henriksson e Merton

Henriksson e Merton (1981) desenvolveram um modelo que permite dividir a performance dos gestores dos fundos de investimento em duas componentes, sendo a primeira a sua capacidade de prever a evolução global do mercado (*market-timing*), e a segunda a sua aptidão para seleccionar os activos individuais que apresentam um melhor desempenho (selecção de activos). A seguinte equação permite efectuar essa partição

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \alpha_i + \beta_{i1}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{i2} \max(R_{m,t} - R_{f,t}, 0) + \varepsilon_{i,t}. \quad (8)$$

¹⁶ Aplicámos o teste sugerido por Malkiel (1995). Este autor propõe a constituição dum sistema SUR formado por dezanove equações (2) para os dezanove fundos de fundos. Posteriormente testa a hipótese segundo a qual o valor dos dezanove parâmetros alfa estimados são iguais a zero. Este teste segue uma distribuição do tipo F(n, n*(T-2)), em que n representa o número de fundos disponíveis e T o número de observações para cada fundo.

Se os gestores dos fundos de investimento tiverem capacidade de antecipar a evolução do índice de mercado (*market-timing*), então irão aumentar o risco sistemático do seu portefólio quando esperam que a taxa de rentabilidade do índice seja superior à do activo sem risco. Logo, neste caso teremos $\beta_{i,2} > 0$. A capacidade de selecção de activos por parte dos gestores dos fundos reflecte-se, no contexto deste modelo, num valor positivo do parâmetro alfa.

Na tabela 4 estão expressos os resultados da estimação da equação (8), pelo método dos mínimos quadrados ordinários, para os dezanove fundos avaliados neste trabalho. É possível constatar que nenhum dos gestores dos fundos de fundos de acções possui capacidade de selecção dos portefólios em que investe, sendo que o valor médio de alfa é de -0.16% ao mês. Relativamente à capacidade de *market-timing*, verifica-se uma alternância entre os valores positivos e negativos do parâmetro $\beta_{i,2}$, e nenhum deles é estatisticamente diferente de zero.

Tabela 4
Resultados da aplicação do modelo de Henriksson e Merton

	α_i	<i>p-value</i> do α_i	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	<i>p-value</i> do $\beta_{i,2}$
Luxworld	0.0009	87.71%	0.9044	-0.1701	42.97%
Rabobank	-0.0074	33.21%	0.6357	0.0687	80.26%
Generalinvest	0.0025	74.81%	0.9507	-0.1174	67.6%
Activest	0.0016	78.15%	0.8489	-0.2262	28.82%
JVB	0.0001	98.57%	0.8682	-0.117	46.37%
PEHQdiscount	0.0024	81.42%	1.1527	-0.3594	32.54%
Luxlife	-0.005	54.23%	0.7766	0.1547	60.35%
SEB	-0.0037	40.34%	0.6894	0.0064	96.81%
FondsMGA	-0.0048	48.56%	0.5782	0.0614	80.47%
Plurial	-0.0028	59.53%	0.7922	-0.015	93.62%
Mondinvest	-0.0027	62.29%	0.3792	0.0863	66.43%
Declic	0.0003	96.57%	1.1578	-0.0071	98.03%
Wfinance	-0.0086	21.79%	0.2682	0.3721	14.2%
Fidelity	0.008	22.7%	1.1205	-0.2867	22.88%
Assackville	-0.0035	70.06%	0.7099	0.0419	89.84%
CFMargetts	-0.0025	75.48%	0.6933	0.1024	72.33%
JPMF	0.0038	51.35%	0.8946	-0.1286	53.5%
Marlborough	-0.0018	82.27%	0.686	0.042	88.53%
Investec	-0.0075	34.45%	0.7566	0.2081	46.9%
Média	-0.0016	-	0.7823	-0.0149	-

Por último, realizamos dois testes com o objectivo de comprovar se os valores dos parâmetros α_i e $\beta_{i,2}$ são significativamente diferentes de zero para a globalidade dos fundos de fundos. Em ambos os casos a hipótese nula, segundo a qual os valores dos referidos parâmetros é igual a zero, não foi rejeitada (*p-values* de 45,61% e 29,04%, respectivamente).

VI. Conclusões

Na primeira secção deste trabalho constatámos que a taxa de rentabilidade média da generalidade dos fundos de fundos é inferior à do seu índice de referência. Contudo, quanto a nós o resultado mais surpreendente desta fase inicial do trabalho, na medida em que contrasta com a maioria dos estudos anteriores, é a não rejeição da hipótese de normalidade das séries das taxas de rentabilidade dos fundos de fundos. Como já apontámos, este resultado poder-se-á dever ao facto dos fundos de fundos investirem numa maior diversidade de activos do que os restantes fundos de investimento.

No que concerne à avaliação da performance dos fundos de fundos, é detectável uma tendência para estes exibirem um desempenho inferior ao do índice *MSCI World*, embora a diferença não seja estatisticamente significativa. O seu desempenho, medido pelo coeficiente alfa de Jensen é, em média 2.2% ao ano menor que o do índice de referência. Este facto pode ser explicado pelo valor das comissões de gestão dos fundos de fundos, cujas taxas variam entre 0.5% e 2%, e pelos custos de transacção, cujo valor nos é impossível estimar, uma vez que a nossa base de dados não contém informação acerca do *turnover* anual dos activos dos fundos de fundos.

Finalmente, a aplicação do modelo de Henriksson e Merton (1981) revelou-nos que os gestores dos fundos de fundos não possuem capacidade de previsão da evolução do índice de mercado (*market-timing*).

VII. Referências

- Aftalion, Florin, “Les performances des Opcvm françaises”, Banque & Marchés n°52, mai-juin 2001.
- Bal, Yasemin e Leger, Lawrence A., “The performance of UK investment trusts”, The Service Industries Journal, Vol. 16, N° 1, January 1996.
- Black, A., Fraser, P., e Power, D., “UK unit trust performance 1980-1989: A passive time-varying approach”, Journal of Banking and Finance 16, 1992.
- Cumby, Robert E. e Glen, Jack D., “Evaluating the performance of international mutual funds”, The Journal of Finance, Vol. 45, N° 2, June 1990.
- Engstrom, Stefan, “Costly information, diversification, and international mutual fund performance”, Working Paper, Stockholm School of Economics, Department of Finance, April 2000.

- Forsey, Hal J. e Sortino, Frank A., “On the use and misuse of downside risk”, *Journal of Portfolio Management*, Winter 1996.
- Gallais-Hamonno, Georges, “Sicav et fonds communs de placement, les OPCVM en France”, *Presses Universitaires de France*, Janvier 1995.
- Gallais-Hamonno, Georges e Grandin, Pascal, “Les mesures de performance”, *Banque & Marchés*, N° 42, septembre-octobre 1999.
- Henriksson, R. e Merton, R., “On market timing and investment performance II: Statistical procedures for evaluating forecasting skills”, *Journal of Business* 54, 1981.
- Ippolito, Richard A., “Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965-1984”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, Issue 1, February 1989.
- Kao, G. Wenchi, Cheng, Louis T. W. e Chan, Kam C., “International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions”, *The Financial Review* 33, 1998.
- Kosowski, Robert, Timmemann, Allan, White, Hal e Wermers, Russ, “Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis”, *Working Paper*, April 2001.
- Malkiel, Burton G., “Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991”, *The Journal of Finance*, Vol. 50, N°2, June 1995.
- Price, Lee N. e Sortino, Frank A., “Performance measurement in a downside risk framework”, *The Journal of Investing*, Fall 1994.
- Rao, S. P. Umanaheswar, “Market timing and mutual fund performance”, *American Business Review*, June 2000.
- Sousa, Peter de, “Uma avaliação da performance de fundos de investimento mobiliário em Portugal”, *Tese de Mestrado em Economia Financeira, FEUC*, Março 1999.
- Wermers, Russ, “Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock picking talent, style, transaction costs, and expenses”, *The Journal of Finance*, Vol. 55, N° 4, August 2000.

ESTUDOS DO G.E.M.F.

2002

- Nº. 4 *Fundos de acções internacionais: uma avaliação de desempenho*
- Nuno M. Silva
- Nº. 3 *The consistency of optimal policy rules in stochastic rational expectations models*
- David Backus and John Driffill
- Nº. 2 *The term structure of the spreads between Portuguese and German interest rates during stage II of EMU*
- José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *O processo desinflationista português: análise de alguns custos e benefícios*
- António Portugal Duarte

2001

- Nº. 14 *Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model*
- Fernando Alexandre e Pedro Bação
- Nº. 13 *A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa*
- José Soares da Fonseca
- Nº. 12 *Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain.*
- Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 11 *Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 10 *A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico.*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 9 *Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português*
- Nuno Silva
- Nº. 8 *The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates: Estimation by a cointegration method*
- José Soares da Fonseca

- Nº. 7 *Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 6 *Inflation Targeting and Exchange Rate Co-ordination*
- Fernando Alexandre, John Driffill e Fabio Spagnolo
- Nº. 5 *Labour Market Transition in Portugal, Spain, and Poland: A Comparative Perspective*
- Paulino Teixeira
- Nº. 4 *Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um estudo aplicado a três países da UEM*
- António Portugal Duarte
- Nº. 3 *Technology, Employment and Wages*
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 2 *Human capital investment through education and economic growth. A panel data analysis based on a group of Latin American countries*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- Nº. 1 *Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates from 1990 to 1998. An ARCH-M Approach*
- José Soares da Fonseca

2000

- Nº. 8 *Identificação de Vectores de Cointegração: Análise de Alguns Exemplos*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 7 *Imunização e M-quadrado: Que relação?*
- Jorge Cunha
- Nº. 6 *Eficiência Informacional nos Futuros Lisbor 3M*
- Nuno M. Silva
- Nº. 5 *Estimation of Default Probabilities Using Incomplete Contracts Data*
- J. Santos Silva e J. Murteira
- Nº. 4 *Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'économie portugaise, 1854-1998*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 2 *La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?*
- Marta Cristina Nunes Simões
- Nº. 1 *Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais*
- João Sousa Andrade

1999

- Nº. 9 *Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?*
- Carlos Carreira
- Nº. 7 *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment*
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 6 *The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme*
- John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso
- Nº. 5 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*
- Helder Miguel C. V. Sebastião
- Nº. 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Natural Resources and Environment*
- Adelaide Duarte
- Nº. 2 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*
- Chistian Aubin
- Nº. 1 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*
- Carlos Carreira

1998

- Nº. 11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*
- João Sousa Andrade
- Nº. 9 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*
- Paulino Teixeira
- Nº. 8 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 7 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 6 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 5 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*
- José Alberto Soares da Fonseca

- Nº. 4 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 3 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*
- João Sousa Andrade
- Nº. 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*
- João Sousa Andrade

1997

- Nº. 9 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 7 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 6 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*
- João Sousa Andrade
- Nº. 5 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*
- António Alberto Ferreira dos Santos
- Nº. 4 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- Nº. 3 *Propriedades Assintóticas de Densidades*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 2 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*
- João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*
- Maria Clara Murteira

1996

- Nº. 8 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*
- Luis Manuel de Aguiar Dias
- Nº. 7 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*
- Vítor Neves
- Nº. 6 *Housing Mortgage Finance and the British Economy*
- Kenneth Gibb e Nile Istephan

- Nº. 5 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*
- Ken Shackleton
- Nº. 4 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 3 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 2 *As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*
- João Sousa Andrade