

# **AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO DE FUNDOS DE INVESTIMENTO: APLICAÇÃO DO MODELO DE HENRIKSSON E MERTON E SUA EXTENSÃO À ARBITRAGE PRICING THEORY**

João Carlos Romacho  
Maria do Céu Cortez

## **RESUMO**

Neste artigo, é aplicado o modelo de Henriksson e Merton (1981) na versão base, bem como no contexto da Arbitrage Pricing Theory, com o objectivo de avaliar o desempenho de fundos de investimento mobiliário portugueses (nacionais, União Europeia e internacionais) nas vertentes de selectividade e *timing*.

Os resultados obtidos com as duas versões são similares e sugerem que os gestores de fundos não possuem capacidades de selectividade e *timing*, havendo mesmo alguma evidência de *timing* negativo. Em ambas as versões é também observada uma acentuada correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho, sendo mais notória para os fundos internacionais. Estes resultados são semelhantes aos obtidos por outros estudos já realizados e consistentes com a hipótese dos mercados eficientes. Adicionalmente, foram detectados indícios de uma deficiente especificação da carteira de mercado e/ou da omissão de factores relevantes no modelo base, assim como de estratégias de investimento similares entre os fundos.

**PALAVRAS CHAVE:** Fundos de investimento, selectividade, *timing*, desempenho, Arbitrage Pricing Theory.

## **ABSTRACT**

In this paper, we apply the Henriksson and Merton (1981) model in the original version and as well as in the context of Arbitrage Pricing Theory, with the purpose of investigating timing and selectivity abilities of Portuguese mutual funds (national, European Union and international funds).

The results obtained with the two versions are similar and suggest that fund managers do not possess selectivity and timing skills, and there is even some evidence of negative timing. In both versions we can also observe a high negative correlation between these two components of performance, being stronger in the case of international funds. This type of evidence has also been found in other studies and is consistent with the efficient market hypothesis. In addition, evidence of weak specification of the market portfolio and/or the omission of relevant factors in the model was found, as well as similar investment strategies among the funds.

**KEY WORDS:** Mutual funds, selectivity, timing, performance, Arbitrage Pricing Theory.

---

## 1. INTRODUÇÃO

A área da gestão de activos tem assumido, na última década, particularmente 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, entre outros factores, têm contribuído para o crescimento desta área. Neste contexto, torna-se necessário avaliar o desempenho dessa gestão, concretamente a nível da gestão de carteiras ou fundos de investimento. Na realidade, esta avaliação interessa tanto a não académicos (investidores, gestores de carteiras e governos) como a académicos. Estes últimos tentam investigar, entre outras questões, a existência ou não de desempenhos positivos e persistentes, os quais violariam a hipótese dos mercados eficientes, trazendo daí importantes implicações para a teoria das finanças.

As medidas tradicionais de avaliação do desempenho de carteiras de investimento de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968) remontam ao surgimento da Moderna Teoria da Carteira e do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e têm sido amplamente utilizadas. No entanto, entre as várias críticas de que têm sido alvo, destacam-se o facto de apenas avaliarem o desempenho global e assumirem como estacionário o nível de risco da carteira ao longo do tempo. Obviamente, esta última é uma assunção muito restritiva, uma vez que o nível de risco da carteira é uma variável de decisão que o gestor pode controlar.

Face a estas limitações, alguns investigadores desenvolveram estruturas teóricas alternativas que permitem avaliar o desempenho através das capacidades de selectividade e *timing* dos gestores. Neste contexto, vários têm sido os estudos realizados a nível mundial, particularmente incidindo sobre os mercados dos Estados Unidos e do Reino Unido. No entanto, tal tipo de investigação no mercado português ainda tem um grande potencial de crescimento. É neste sentido que este estudo pretende analisar o desempenho dos fundos de investimento portugueses, utilizando-se para o efeito, numa primeira fase, o modelo base proposto por Henriksson e Merton (1981) (HM), para posteriormente se expandir o mesmo através da utilização da Arbitrage Pricing Theory (APT). Esta análise será efectuada sobre uma amostra de Fundos de Investimento Mobiliário (FIM) nacionais, União Europeia e internacionais.

Este estudo justifica-se, então, pelos seguintes motivos: o modelo de HM apresenta uma base teórica para a sua formulação; é um modelo que tem sido utilizado na literatura recente, contudo, apenas foi utilizado uma vez para avaliar o desempenho de fundos de acções portuguesas [Romacho e Cortez (2004)]; este trabalho surge na sequência lógica do anterior, uma vez que se pretende conhecer os resultados obtidos por este modelo quando é aplicado, também, no contexto da APT; a utilização deste modelo tem conduzido a resultados curiosos, como é o caso de capacidades de *timing* negativas e persistente correlação negativa entre selectividade e *timing*; a crescente internacionalização das carteiras dos investidores portugueses, torna necessário não só avaliar os fundos nacionais, como é corrente, mas também os fundos internacionais; por último, este estudo permite analisar e comparar o desempenho de diferentes grupos de fundos, através das duas versões do modelo de HM.

Este artigo está organizado em seis secções. Na secção II será feita uma revisão da literatura na área da avaliação do desempenho de fundos de investimento através das componentes de selectividade e *timing*. Na secção III, é apresentado o modelo base de HM, assim como a sua extensão no contexto da APT, com o objectivo de permitir, em termos teórico, a avaliação das duas capacidades anteriores dos gestores de fundos. Na secção IV são descritos os dados utilizados neste trabalho. Na secção V são apresentados e comparados os resultados obtidos

pela aplicação das duas versões do modelo de HM. Finalmente, na secção VI são expostas as principais conclusões do estudo.

## 2. SELECTIVIDADE E TIMING: REVISÃO DA LITERATURA

As medidas tradicionais, como se mencionou, apenas avaliam o desempenho global, pelo que, ao assumirem como estável o nível de risco ao longo do tempo, consideram que o desempenho dos gestores advém unicamente da capacidade dos mesmos seleccionarem títulos sub ou sobreavaliados, ou seja, da capacidade de selectividade. No entanto, não será difícil aceitar a ideia de que um melhor ou pior desempenho pode ficar a dever-se, não só à capacidade referida, mas também ao facto dos gestores conseguirem prever os movimentos do mercado em geral, ou seja, da capacidade de *timing*. Assim sendo, o nível de risco da carteira será ajustado em função das condições de mercado futuras, sendo de esperar que o mesmo se apresente como uma variável de decisão e sujeita a variação ao longo do tempo.

A questão da estabilidade do risco sistemático tem sido estudada empiricamente por vários autores, visto ser um assunto particularmente relevante quando se pretende avaliar os gestores através de selectividade e *timing*. Dos estudos realizados [v. g., Fabozzi e Francis (1978), Kon e Jen (1978), Miller e Gressis (1980), Sunder (1980) e Bos e Newbold (1984)], parece haver suficiente evidência sustentando a ideia de instabilidade deste risco das carteiras ao longo do tempo, o que é consistente com a existência de estratégias de *timing* por parte dos gestores. Considerando que grande parte dessa instabilidade se poderia ficar a dever à intenção deliberada dos gestores para que tal acontecesse, os investigadores passaram a preocupar-se também com a medição desse esforço. Neste contexto, a contribuição das capacidades de selectividade e *timing* para o desempenho global passou a ser um tópico dominante na literatura.

Treynor e Mazuy (1966) são dos primeiros a testar as capacidades de *timing*, adicionando, para tal, um termo quadrático à equação de Jensen (1968). No entanto, não encontram evidência de que os gestores tenham capacidades de previsão dos movimentos de mercado. Mais tarde, Jensen (1972) desenvolve uma estrutura teórica para separar selectividade e *timing*, contudo encontra dificuldades em medi-las separadamente<sup>24</sup>.

Embora os autores anteriores tenham estudado as capacidades de *timing* dos gestores, Fama (1972) é o primeiro a propor formalmente uma metodologia para decompor o desempenho global nas suas componentes de selectividade e *timing*. Embora com esta estrutura teórica tenha sido dado um importante passo para o desenvolvimento do estudo da avaliação do desempenho, através destas duas componentes, ela apresenta dois problemas. Por um lado, utiliza o CAPM como modelo de base, que poderá não ser o modelo adequado, por outro, não é testável empiricamente.

Posteriormente, Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980), introduzem uma variável binária na equação de Jensen (1968) e, Kon (1983) expande o modelo de *Switching Regression*, proposto por Quandt (1972). Os resultados obtidos indicam incapacidade de *timing*, embora o último estudo evidencie capacidades de selectividade dos gestores. Chen e Stockum (1986) apontam alguns problemas a estes estudos. Por um lado, criticam Kon (1983), uma vez que este atribui a instabilidade do beta apenas a actividades de *timing*<sup>25</sup>, no entanto,

<sup>24</sup> Para a medição das contribuições de selectividade e *timing*, esta estrutura necessita das previsões de *timing* do gestor, do ajustamento da carteira correspondente às previsões e da rendibilidade esperada do mercado.

<sup>25</sup> Note-se que o risco sistemático pode variar mesmo não havendo alteração da composição da carteira por parte do gestor.

a variação deste parâmetro pode ficar a dever-se a outras causas, nomeadamente ao seu comportamento aleatório. Por outro lado, indicam como principais problemas aos trabalhos de Fabozzi e Francis (1979) e Alexander e Stover (1980) a utilização de diferentes conceitos de mercado em alta e em baixa e a divisão em subamostras, pressupondo que o nível de risco se mantém constante ao longo dos períodos dessas subamostras. De forma a evitarem possíveis erros de avaliação, Chen e Stockum baseiam-se na equação de Treynor e Mazuy (1966) e alteram-na de forma a considerar a possível aleatoriedade do beta. Os resultados empíricos da utilização deste modelo não mostram capacidades de *timing* por parte dos gestores, embora revelem capacidades de selectividade.

Apesar dos estudos anteriores terem investigado as capacidades de selectividade e *timing*, com a excepção de Fama (1972), nenhum desenvolveu um modelo teórico que fornecesse medidas separadas, pelo menos teoricamente, destas duas componentes. No entanto, Merton (1981) e HM desenvolvem uma estrutura teórica que mede separadamente a capacidade de previsão dos gestores, em selectividade e *timing*<sup>26</sup>. Vários autores, entre os quais, Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Armada (1992), Fletcher (1995), Kao, Cheng e Chan (1998) e Rao (2000, 2001) aplicam o modelo e os procedimentos estatísticos de HM, concluindo, no essencial, que os gestores de fundos não demonstram capacidades de selectividade e *timing*, havendo até evidência de *timing* negativo e, ainda, uma correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho. 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 opção<sup>27</sup> no índice de mercado provocará *timing* positivo (negativo) e selectividade negativa (positiva), em carteiras com maior (menor) concentração deste tipo de títulos. Henriksson (1984) refere que a correlação negativa verificada pode dever-se à deficiente especificação da carteira de mercado e/ou à omissão de factores relevantes no modelo. Armada (1992) atribui esta relação inversa entre as duas componentes, ainda, a erros de estimativa nas variáveis do modelo.

Por sua vez, Pfliderer e Bhattacharya (1983) propõem um modelo alternativo ao de Merton (1981) e HM. Para tal, desenvolvem a equação quadrática de Treynor e Mazuy (1966) e corrigem um erro de Jensen (1972)<sup>28</sup>. Esta abordagem é testada, mais tarde, por Lee e Rahman (1990), Armada (1992) e Cortez (1993). Embora estes estudos evidenciem alguma capacidade de *timing* por parte dos gestores e uma correlação positiva entre as duas componentes, deve ser, contudo, salientado, que no contexto desta abordagem, o *timing* é condicionado a ser não negativo. De facto, Coggin, Fabozzi e Rahman (1993) apontam este problema como sendo a principal limitação deste modelo, assim, alteram-no de forma a que o *timing* possa ser negativo. No seu estudo empírico identificam capacidade de selectividade positiva e de *timing* negativa, verificando-se, também, que as medidas de selectividade e *timing* mostram-se sensíveis à escolha do *benchmark*.

Em termos do mercado português, as capacidades de selectividade e *timing* foram investigadas por Vieira (1995) relativamente a fundos de pensões, usando o modelo de HM. Quanto a fundos de investimento, Cortez (1993) utilizou o modelo de Pfliderer e Bhattacharya (1983), Santos (1995) utilizou a metodologia de Elton e Gruber (1991) e Romacho e Cortez (2004) aplicaram a metodologia de Treynor e Mazuy (1966), comparando-a com a de HM. Em termos gerais, estes trabalhos não evidenciaram capacidades de selectividade e *timing* dos gestores de fundos, com excepção de Santos (1995) que identificou capacidade significativa de *timing*. Na sequência destes estudos, o presente trabalho pretende alargar o já anteriormente realizado, expandindo a metodologia de HM ao contexto da APT, permitindo desta forma a comparação de duas versões deste modelo.

<sup>26</sup> Os autores preferem chamar-lhe micro e macroprevisão, respectivamente.

<sup>27</sup> Estes títulos poderão ser acções de empresas muito voláteis, obrigações arriscadas ou produtos derivados.

<sup>28</sup> Pfliderer e Bhattacharya (1983) demostram que para a medição de selectividade e *timing* não é necessário ter disponível todas as informações requeridas por Jensen (1972). Ver nota de rodapé n.º 1.

### 3. O MODELO DE HENRIKSSON E MERTON (1981) E SUA EXTENSÃO À ARBITRAGE PRICING THEORY

Merton (1981), ao analisar o padrão de rendibilidades de certas estratégias de investimento em opções, verifica que estas proporcionam rendibilidades semelhantes a uma estratégia bem sucedida de *timing*. A partir desta correspondência, o autor desenvolve uma estrutura teórica para avaliar a capacidade de *timing* dos gestores. Baseados nesta estrutura, HM desenvolvem uma metodologia para avaliação das capacidades de selectividade e *timing* dos gestores, assumindo que os títulos são avaliados de acordo com o CAPM.

HM assumem que os gestores escolhem entre dois níveis de risco sistemático:  $\eta_1$  para quando a previsão é de que  $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ; e,  $\eta_2$  para quando a previsão é de que  $R_{m,t} > R_{f,t}$ . Dado que as previsões de mercado dos gestores não são conhecidas, o nível de risco sistemático  $\beta_t$  (beta da carteira no período  $t$ ) deve ser uma variável aleatória para uma carteira com *timing*, que assumirá o valor de  $\eta_1$  ou  $\eta_2$  conforme a previsão do gestor seja, respectivamente, de mercado em baixa ou em alta. Assim, a rendibilidade da carteira  $c$ , no período  $t$ , pode ser apresentada como:

$$R_{c,t} = R_{f,t} + (b + \theta_t)x_t + \lambda + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

onde,  $b$  é o valor esperado incondicional (na previsão) de  $\beta_t$ ;  $\theta_t = \beta_t - b$ , ou seja, a componente não antecipada (dependente da previsão) de  $\beta_t$ ;  $x_t = R_{m,t} - R_{f,t}$ ;  $\lambda$  é a rendibilidade em excesso esperada devida à capacidade de selectividade;  $\varepsilon_{c,t}$  é a variável residual com as seguintes características:  $E(\varepsilon_{c,t})=0$ ;  $E(\varepsilon_{c,t}, x_t)=0$ ;  $E(\varepsilon_{c,t}, \varepsilon_{c,t-i})=0$ ,  $i=1,2,3, \dots$

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

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

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

A equação anterior surge da análise do valor do *timing* feito por Merton (1981). O autor mostra que, até um *additive noise term*, as rendibilidades obtidas por uma estratégia de *timing* seriam similares às obtidas por uma estratégia de investimento em opções, tipo *partial protective put*<sup>29</sup>. Desta forma,  $\hat{\alpha}_c$  mede a contribuição da selectividade para o desempenho da carteira, o que corresponde a testar  $H_0: \alpha_c=0$  (os gestores não têm capacidade de selectividade); o valor de  $\hat{\beta}_{1c}$  representa a fracção investida na carteira de mercado<sup>30</sup> seguindo a estratégia de investimento em opções anterior; e, o valor de  $\hat{\beta}_{2c}$  representa o número de opções de venda, com um preço de exercício de  $R_{f,t}$ , adquiridas no mercado em função das capacidades de *timing* dos gestores. Neste contexto, a avaliação da capacidade de *timing* corresponderá a testar  $H_0: \beta_{2c}=0$ , ou seja, os gestores não têm capacidade de *timing* ou então não actuam com base nas suas previsões ( $\eta_1=\eta_2$ ).

HM mostram, ainda, para completar a análise da equação anterior, que:

<sup>29</sup> Para uma análise mais detalhada, ver HM, pp. 527 a 529.

<sup>30</sup> O restante montante investido deve ser aplicado em títulos isentos de risco.

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left[ \frac{\sum \varepsilon_{c,t}}{N} \right] = 0 \quad (3)$$

Desta forma, o cálculo dos coeficientes de regressão da equação 2, através do método dos mínimos quadrados, irá conduzir a estimativas não enviesadas dos parâmetros de desempenho da carteira. Contudo, uma vez que o  $\beta_i$  não é estacionário, HM mostram que o desvio padrão do erro ( $\sigma_{\varepsilon_{c,t}}$ ) é uma função crescente de  $|x_t|$ . Assim, os autores sugerem que se corrija esta heteroscedasticidade de forma a melhorar a eficiência das estimativas. Para esta correcção irá utilizar-se método de White (1980).

O modelo de HM apresentado através da equação 2 baseia-se no CAPM, o que levanta problemas se não for este o modelo de equilíbrio apropriado. Contudo, Ross (1976, 1977) propõe uma abordagem de equilíbrio alternativa, designada por APT que, contrariamente ao CAPM, considera existir mais do que uma fonte de risco (um número limitado de factores) a influenciar a rendibilidade dos títulos (carteiras). Esta teoria apresenta, assim, características de generalidade e flexibilidade que a tornam mais atractiva, dado permitir descrever o equilíbrio num modelo multifactorial. Note-se, no entanto, que ela não especifica nem identifica o número de factores que afectam a rendibilidade dos títulos, além de haver dificuldade em isolar esses factores [Morris e Pope (1981) e Chang e Lewellen (1985)].

Como se referiu, aquando da revisão da literatura, Henriksson (1984) considera como um dos possíveis factores para a existência de correlação negativa entre selectividade e *timing* a deficiente especificação do modelo expresso pela equação 2, que influenciaria os valores da selectividade e do *timing*. Assim, dada a importância desta questão, será utilizada a APT como base para incluir na equação anterior um segundo factor (além da carteira de mercado), que servirá como *proxy* tanto para os títulos de risco não incluídos no *benchmark* como para os factores relevantes omitidos no modelo base de HM. Este segundo factor é definido como:

$$F_t = R_{cm,t} - R_{f,t} - \beta_{cm}x_t \quad (4)$$

onde,  $R_{cm,t}$  é a rendibilidade média dos fundos de investimento no período  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a rendibilidade do activo isento de risco no período  $t$ ;  $x_t = R_{m,t} - R_{f,t}$ ; e,  $\beta_{cm}$  é o risco sistemático da carteira média, determinado através da seguinte expressão:

$$R_{cm,t} - R_{f,t} = \alpha_{cm} + \beta_{cm}x_t + \varepsilon_{cm,t} \quad (5)$$

Neste contexto, a versão multifactor do modelo de HM pode ser expressa como:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \delta_{1c}F_t + \delta_{2c}G_t + \varepsilon_{c,t} \quad (6)$$

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

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

Para estimar os parâmetros da equação 6, à semelhança do que se fará para a equação 2, irá utilizar-se o método dos mínimos quadrados. Também para a equação 6 se fará a correcção da heteroscedasticidade, utilizando-se o método de White (1980). Note-se que, na presença de heteroscedasticidade, a centricidade e a consistência dos estimadores dos parâmetros, obtidos através do método dos mínimos quadrados, não é afectada, mas estes estimadores deixam de ser eficientes, determinando assim a perda de validade do processo de inferência estatística, sendo este, em geral, um problema que os estudos de desempenho enfrentam.

#### 4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Na última década, a indústria de FIM em Portugal tem crescido consideravelmente, tanto em número de fundos como em valor dos activos geridos. No entanto, o segmento accionista ainda representa uma pequena parte, ao contrário do que sucede, por exemplo, nos Estados Unidos da América e no Reino Unido, onde os fundos de acções dominam a indústria de FIM.

A amostra utilizada neste estudo é constituída por 21 FIM portuguesas, para o período compreendido entre Janeiro de 1996 e Dezembro de 2001, correspondendo a um total de 72 observações mensais. Os fundos foram seleccionados tendo em conta o facto de serem classificados como fundos de acções, e dentro destes divididos em fundos nacionais (8 fundos), União Europeia (7 fundos) e internacionais (6 fundos). O motivo da inclusão destes três tipos de fundos prende-se, como já foi referido na secção I, por um lado, com a crescente internacionalização das carteiras dos investidores portugueses e, por outro, pelas possíveis análises comparativas entre os três grupos.

Uma das questões que tem sido recorrentemente debatida nos estudos sobre a avaliação do desempenho, e que tem a ver com a selecção da amostra, é o chamado *survivorship bias*, inicialmente abordado por Brown, Goetzmann, Ibbotson e Ross (1992). Apesar do seu impacto, ao nível das estimativas de desempenho, dever ser mínimo [ver Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic (2000)] e não haver evidência, em Portugal, de capacidade dos investidores para penalizarem os gestores com baixos desempenhos, procurou ter-se a noção da sua dimensão. Assim, verificou-se que a percentagem média anual de fundos extintos durante o período amostral foi de 4,8%, passando para apenas 2,2% se se retirar o efeito das fusões de fundos<sup>31</sup>. Desta forma, o efeito de *survivorship bias* ao nível das estimativas de desempenho deverá ser insignificante, pelo que não será considerado aquando da análise dos resultados.

A informação necessária para o cálculo das rendibilidades dos fundos foi obtida através do sistema informático Dathis, da Euronext Lisboa. O valor das unidades de participação inclui todos os dividendos recebidos pelos fundos, tendo deduzidas as comissões de gestão e de depósito, e não as de subscrição e de resgate. Para o cálculo da rendibilidade do mercado são utilizados três índices de acções (ajustados a dividendos), considerados representativos da carteira de mercado, de cada um dos três grupos de fundos que constituem a amostra. Assim, para os fundos de acções nacionais é usado o índice *Portugal Stock Index 30* (PSI 30), obtido junto da Euronext Lisboa. Para os fundos União Europeia e internacionais são utilizados, respectivamente, os índices *Europe* e *The World Index*, obtidos através da *Morgan Stanley Capital International*. Como aproximação à taxa isenta de risco

---

<sup>31</sup> Note-se que, em Portugal verifica-se uma grande dependência das Sociedades Gestoras de Fundos de Investimento Mobiliário (SGFIM) face aos respectivos bancos. Assim, as fusões levadas a cabo entre fundos, e que ocorreram em 2000 e 2001, deveram-se sobretudo às concentrações verificadas nos respectivos grupos bancários, e não à penalização por fraco desempenho dos mesmos.

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

## 5. RESULTADOS

A avaliação do desempenho dos FIM é efectuada seguindo a metodologia definida na secção III, que permite medir as capacidades de selectividade e *timing* dos fundos. Ou seja, em primeiro lugar, é utilizado o modelo base de HM (que assume, como já referido, o CAPM como modelo de avaliação de activos), para posteriormente ser aplicado o mesmo modelo expandido no contexto da APT.

Na tabela 1 encontram-se as estimativas médias de selectividade ( $\hat{\alpha}_c$ ) e *timing* ( $\hat{\beta}_{2c}$ ) dos grupos de fundos da amostra para o período global, subperíodo 1 e subperíodo 2, obtidas através da aplicação da expressão 2.

Independentemente do grupo de fundos, do período de tempo e de se corrigir ou não a heteroscedasticidade, é notório o fraco desempenho dos fundos, tanto ao nível das capacidades de seleccionar títulos como de prever a evolução do mercado. No entanto, para um maior detalhe, começa por analisar-se o período global (1996/01 a 2001/12).

Relativamente à selectividade, menos de metade dos fundos obtêm estimativas positivas de  $\alpha_c$ . Em qualquer dos três grupos de fundos, no entanto, nenhum desses valores é significativamente positivo. Contrariamente, a maioria apresenta valores negativos de  $\hat{\alpha}_c$ , sendo um (dois) deles significativamente negativo(s) a um nível de significância de 5%, sem (com) correcção de heteroscedasticidade. Dos três grupos de fundos analisados, apenas os fundos nacionais evidenciam alguma capacidade de selectividade (2,3% ao ano). Inversamente, os fundos internacionais mostram valores negativos (-6,4% ao ano) para esta medida do desempenho.

**Tabela 1. Capacidades de selectividade e *timing*: Modelo base de Henriksson e Merton (1981)**

Esta tabela mostra, para cada grupo de fundos e para diferentes períodos de tempo, as estimativas médias dos coeficientes obtidos com o modelo base de Henriksson e Merton, ou seja, através da regressão  $R_{c,t}-R_{f,t}=\alpha_c+\beta_{1c}x_t+\beta_{2c}y_t+\varepsilon_{c,t}$ . É também apresentado o número de fundos com selectividade e *timing* positivos e o número de fundos com coeficientes significativos, Sem Correção de Heteroscedasticidade (SCH) Com Correção de Heteroscedasticidade (CCH).

- (--) : Fundos com estimativas significativamente negativas a um nível de significância de 5% (1%)

+ (++) : Fundos com estimativas significativamente positivas a um nível de significância de 5% (1%)

<b>Período global (1996/01 a 2001/12)</b>										
Fundos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\square_c = 0$		$\square_{\square_c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH	
Nacionais	0,0019	0,75	-0,143	6	1	0	0	1-	1-	0,20
União Europeia	-0,0015	0,86	0,016	1	3	1-	1-	0	0	-0,09
Internacionais	-0,0053	0,92	-0,061	3	3	0	1-	0	0	-0,76
<b>Amostra total</b>	<b>-0,0013</b>	<b>0,83</b>	<b>-0,067</b>	<b>10</b>	<b>7</b>	<b>1-</b>	<b>2-</b>	<b>1-</b>	<b>1-</b>	<b>-0,64</b>
<b>Subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12)</b>										
Fundos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\square_c = 0$		$\square_{\square_c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH	
Nacionais	0,0046	0,67	-0,165	8	0	0	1+	1-	1-	0,23
União Europeia	0,0034	0,84	-0,095	5	1	0	0	0	0	-0,55
Internacionais	-0,0076	0,76	-0,157	1	3	0	1-	0	1-	-0,33
<b>Amostra total</b>	<b>0,0007</b>	<b>0,76</b>	<b>-0,139</b>	<b>14</b>	<b>4</b>	<b>0</b>	<b>1- 1+</b>	<b>1-</b>	<b>2-</b>	<b>-0,24</b>
<b>Subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12)</b>										
Fundos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\square_c = 0$		$\square_{\square_c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH	
Nacionais	0,0018	0,90	-0,092	6	2	0	0	0	0	-0,55
União Europeia	-0,0073	0,85	0,156	1	4	0	0	0	0	-0,97
Internacionais	-0,0030	1,12	0,080	3	5	0	0	0	0	-0,85
<b>Amostra total</b>	<b>-0,0026</b>	<b>0,94</b>	<b>0,040</b>	<b>10</b>	<b>11</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>-0,88</b>

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

Relativamente ao risco sistemático, os fundos exibem valores estimados de  $\beta_{1c}$  elevados, com um valor médio de 0,83. A forte componente accionista da generalidade dos fundos, assim como a evolução positiva do mercado accionista durante grande parte do período analisado (1996 a 1999), devem ter contribuído para um elevado valor deste parâmetro. Repare-se que, apesar deste valor ser alto, em termos globais, os fundos podem ser classificados como defensivos ( $\hat{\beta}_{1c} < 1$ ).

Em termos da contribuição da componente de *timing* para o desempenho global, os resultados são ainda mais fracos. Apenas um terço dos fundos obtêm estimativas positivas de  $\beta_{2c}$ . Este facto reflecte-se num valor médio deste parâmetro de -0,067, para o qual muito contribuem os fundos nacionais com um valor de -0,143. Os fundos União Europeia são os que melhor desempenho obtêm nesta componente, com um valor de 0,016. Da totalidade dos fundos, apenas um apresenta uma estimativa significativa de *timing*, mas negativa a um nível de significância de 5%<sup>32</sup>, com e sem correcção de heteroscedasticidade.

Estes últimos resultados estão de acordo com a hipótese de eficiência dos mercados e com a grande maioria dos estudos já realizados. Excepção feita a alguns, como seja a investigação de Santos (1995), que como já se referiu, detectou uma capacidade significativamente positiva de *timing* para os gestores de fundos portugueses.

A tabela anterior indica, ainda, uma acentuada correlação negativa (-0,64) entre selectividade e *timing*. De facto, 81% dos fundos (ver tabela 3) exibem sinais contrários para estas duas medidas, indicando que os gestores que demonstram capacidade de selectividade não o conseguem para actividades de *timing* e vice-versa. É interessante observar que à medida que os fundos se vão internacionalizando o coeficiente de correlação mostra-se mais negativo. Se esta correlação negativa se deve mais a actividades de especialização, então parece que os gestores de fundos internacionais estão mais interessados na especialização numa das componentes do que os gestores de fundos nacionais ou mesmo os dos fundos União Europeia.

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

A tabela 1 apresenta também os resultados obtidos aquando da subdivisão do período global em dois subperíodos de igual duração. O primeiro, de Janeiro de 1996 a Dezembro de 1998 e o segundo, de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2001.

Os resultados sugerem que a alteração da estratégia de investimento por parte dos gestores, através do aumento do risco sistemático e de uma maior especialização (aumento da correlação negativa), inverte os resultados de selectividade e *timing* do primeiro para o segundo subperíodo. Enquanto no primeiro, o valor da selectividade é, em termos globais, de 0,8% ao ano e o de *timing* de -0,139, no segundo, os valores são de -3,1% ao ano e de 0,040, respectivamente. Note-se que, apesar destes resultados, os fundos continuam a não evidenciar capacidades de selectividade e *timing* em qualquer dos subperíodos. Na realidade, só um fundo mostra capacidade

---

<sup>32</sup> Valores de *timing* significativamente negativos parecem indicar que, contrariamente ao que seria racional, os gestores aumentam a exposição das suas carteiras ao mercado quando este está em baixa e fazem o inverso quando o mercado se encontra em alta. Esta situação é frequentemente designada por "*perverse timing*".

significativa de selectividade, a um nível de significância de 5%, e apenas no primeiro subperíodo e no caso em que se corrige a heteroscedasticidade. De qualquer forma, parece haver alguns sinais de que o valor das capacidades dos gestores não se mantém constante do primeiro para o segundo subperíodo.

Em face da análise agora efectuada, parece que os gestores de fundos de investimento não demonstram capacidades de selectividade e *timing*, além de se verificar uma correlação negativa entre as duas componentes. Como já se referiu anteriormente, a causa mais provável para esta correlação poderia ser a deficiente especificação do modelo expresso pela equação 2. Desta forma, seguindo os procedimentos definidos no capítulo III, a equação 2 será expandida e apresentada conforme a expressão 6.

A tabela 2 apresenta os resultados da aplicação da expressão 6 aos fundos da amostra, durante o período global, subperíodo 1 e subperíodo 2. Face aos resultados obtidos, parece que o segundo factor incluído na equação 2 tem um papel importante na explicação da rendibilidade da grande maioria dos fundos, com maior destaque para o período global. Note-se que para este período, dezassete fundos da amostra, sem correcção de heteroscedasticidade e dezasseis com esta correcção, exibem estimativas de  $\delta_{1c}$  significativamente positivas a um nível de significância de 1%. Os seus valores bastante significativos sugerem que, na equação 2, a carteira de mercado é deficientemente especificada e/ou são omitidos factores relevantes no modelo. Os valores significativos deste parâmetro são, ainda, consistentes com a existência de estratégias de investimento similares entre os fundos, denominadas na literatura por “*herding behaviour*”, de resto já verificadas por exemplo por Lobão e Serra (2002) para a indústria de fundos de investimento em Portugal<sup>33</sup>. Verifica-se, também, através dos valores de  $\hat{\delta}_{2c}$ , que os fundos não evidenciam capacidade de *timing* relativamente a este segundo factor, onde muito poucos apresentam valores positivos e significativos.

---

<sup>33</sup> Conclusões semelhantes foram também retiradas por Henriksson (1984) e Armada (1992), através da utilização da mesma versão multifactor do modelo de HM.



FINANCE MANAGEMENT CHALLENGES

Subperíodo 2(1999/01 a 2001/12)

Fundos	Média:				N.º fundos com:				N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$			
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\delta}_{1c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\hat{\delta}_{1c} > 0$	$\hat{\delta}_{2c} > 0$	$\square_c = 0$	$\square_{1c} = 0$	$\delta_{1c} = 0$	$\delta_{2c} = 0$				
Nacionais	0	0,94	0,00	1,00	0,000	5	4	8	3	0	0	0	8+7++8+7++	0	1+	-0,66
União Europeia	0	0,77	0,00	1,00	0,000	2	3	7	2	0	1-	0	4+3++4+4++	2+1++2+2++		-0,08
Internacionais	0	1,08	0,00	1,00	0,000	2	4	5	3	0	1-	1-1--	4+4++4+4++	0	0	-0,78
<b>Amostra total</b>	<b>0</b>	<b>0,92</b>	<b>0,00</b>	<b>1,00</b>	<b>0,000</b>	<b>9</b>	<b>11</b>	<b>20</b>	<b>8</b>	<b>0</b>	<b>2-</b>	<b>1-1--</b>	<b>16+</b> <b>14++</b> <b>15++</b>	<b>2+1++3+2++</b>		<b>-0,63</b>

A comparação dos resultados apresentados na tabela 1 (equação 2) com os da tabela 2 (equação 6), no que diz respeito às capacidades de selectividade e *timing* do mercado, mostra que as diferenças não são substancialmente significativas em qualquer dos períodos e subperíodos analisados. Observa-se também que, em termos globais, a correlação negativa entre selectividade e *timing*, verificada através do modelo base de HM, não é explicada, pelo menos totalmente, pela não inclusão de um segundo factor na equação 2. Efectivamente, a correlação negativa verificada na tabela 1 continua a manter-se, reduzindo-se no período global (de -0,64 para -0,47) e no subperíodo 2 (de -0,88 para -0,63), mas aumentando inclusivamente no subperíodo 1 (de -0,24 para -0,47). No entanto, uma análise mais atenta à correlação verificada nos três grupos de fundos, através da tabela 3, abaixo apresentada, permite obter outras informações.

**Tabela 3. Resumo da correlação entre selectividade e *timing***

Esta tabela mostra, para cada grupo de fundos, a percentagem de fundos com sinais contrários de selectividade e *timing*, assim como o coeficiente de correlação entre ambos, para o modelo base de Henriksson e Merton (equação 2) e para o modelo de Henriksson e Merton no contexto da Arbitrage Pricing Theory (equação 6) durante o período de 1996/01 a 2001/12.

Fundos	Modelo base de HM		Modelo de HM no contexto da APT	
	Fundos com sinais contrários (%)	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$	Fundos com sinais contrários (%)	$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
Nacionais	88%	0,20	50%	0,67
União Europeia	57%	-0,09	14%	0,78
Internacionais	100%	-0,76	83%	-0,96
<b>Amostra total</b>	<b>81%</b>	<b>-0,64</b>	<b>48%</b>	<b>-0,47</b>

Os dados da tabela anterior indicam que, para os fundos nacionais e União Europeia, a não inclusão do segundo factor poderá ser, de facto, uma das causas da correlação negativa. Repare-se que estes dois grupos baixam substancialmente a percentagem de fundos com sinais contrários de selectividade e *timing*, quando o segundo factor é incluído (passando de 88% para 50% e de 57% para 14%, respectivamente). Consistente com estes valores, os coeficientes de correlação sobem de 0,20 para 0,67 e de -0,09 para 0,78, respectivamente. Quanto aos fundos internacionais, a não inclusão do segundo factor parece que, realmente, não justifica a correlação negativa, aumentando inclusivamente (de -0,76 para -0,96) quando é aplicada a equação 6. Assim, a possível explicação levantada anteriormente, relativa à existência de maiores actividades de especialização deste grupo de fundos, parece ficar agora mais clara.

Considerando a correlação negativa entre selectividade e *timing* para a amostra total, os resultados agora obtidos são, em geral, similares aos de Henriksson (1984) e Armada (1992), através da utilização da mesma versão multifactor do modelo de HM. Armada (1992) coloca, ainda, duas hipóteses para esta acentuada correlação: as duas capacidades não são independentes, e assim sendo, não é possível separá-las nem obter medidas adequadas e independentes para ambas, ou então, existem erros de estimativa nas variáveis do modelo.

## 6. CONCLUSÕES

A aplicação do modelo base de HM indica que os gestores de FIM portugueses não possuem capacidades de seleccionarem títulos sub ou sobreavaliados (selectividade) nem de preverem os movimentos do mercado (*timing*), de forma a ajustarem as carteiras em conformidade. De facto, apenas um único fundo revela uma

capacidade significativamente positiva de selectividade, mas numa situação muito particular (apenas a um nível de significância de 5%, só no primeiro subperíodo e quando se corrigiu a heteroscedasticidade). Quanto à capacidade de *timing*, nenhum fundo revelou esta capacidade, mostrando, pelo contrário, alguma evidência de *timing* negativo. É observada, também, uma acentuada correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho, sendo mais notória para os fundos internacionais.

No sentido de explicar a correlação negativa, foi usada uma versão multifactor do modelo de HM. No entanto, os resultados não se alteraram substancialmente. Apesar da definição do segundo factor incluído nesta versão poder ser questionado (limitação esta que está inerente à própria aplicação da APT), este desenvolvimento levantou/reforçou duas importantes questões na avaliação do desempenho. Por um lado, identificou uma possível deficiente especificação da carteira de mercado utilizada e/ou a omissão de factores relevantes no modelo de HM. Por outro, os resultados também indicaram a existência de estratégias de investimento similares entre os fundos (“*herding behaviour*”).

A não evidência de capacidades de selectividade e *timing* é consistente com grande parte das investigações realizadas nesta área e com a hipótese de eficiência dos mercados, e poderão justificar-se, entre outras razões, pelo comportamento aleatório do beta das acções, pelo não ajuste propositado deste parâmetro, por restrições de ordem legal, assim como pelas próprias incapacidades dos gestores para seleccionarem os títulos e para preverem a evolução do mercado.

Por último, a acentuada correlação negativa, verificada entre as duas componentes do desempenho, poderá ser atribuída, por um lado, a actividades de especialização dos fundos, por outro, poderá dever-se a uma limitação do próprio modelo de HM em medir as contribuições individuais da selectividade e do *timing*. No entanto, poderá também alegar-se que esta forte relação existente entre ambas pode dificultar a sua separação, e consequente avaliação. Desta forma, este fenómeno continua ainda a ser um enigma na literatura financeira!

## BIBLIOGRAFIA

- Alexander, G.; Stover, R., 1980, “Consistency of mutual fund performance during varying market conditions”, *Journal of Economics and Business* (Spring), vol. 32, n.º 3, pp. 219-226.
- Armada, M., 1992, “On the investigation of timing and selectivity in portfolio management”, PhD Dissertation (December), Manchester Business School.
- Bos, T.; Newbold, P., 1984, “An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model”, *The Journal of Business* (January), vol. 58, n.º 1, pp. 35
- Brown, S.; Goetzmann, W.; Ibbotson, R.; Ross, S., 1992, “Survivorship bias in performance studies”, *The Review of Financial Studies*, vol. 5, n.º 4, pp. 553-580.
- Chang, E.; Lewellen, W., 1984, “Market timing and mutual fund investment performance”, *The Journal of Business* (January), vol. 57, n.º 1, pp. 57-72.
- Chang, E.; Lewellen, W., 1985, “An arbitrage pricing approach to evaluating mutual fund performance”, *The Journal of Financial Research* (Spring), vol. 8, n.º 1, pp. 15-30.
- Chen, C.; Stockum, S., 1986, “Selectivity, market timing and random beta behaviour of mutual funds: a generalized model”, *The Journal of Financial Research* (Spring), vol. 9, n.º 1, pp. 87-96.
- Coggin, T.; Fabozzi, F.; Rahman, S., 1993, “The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation”, *The Journal of Finance* (July), vol. 48, n.º 3, pp. 1039-1055.
- Cortez, M., 1993, “Sobre a avaliação da performance de fundos de investimento”, Tese de Mestrado em Gestão, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.
- Elton, E.; Gruber, M., 1991, “Differential information and timing ability”, *Journal of Banking and Finance* (February), vol. 15, n.º 1, pp. 117-131.
- Fabozzi, F.; Francis, J., 1978, “Beta as a random coefficient”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (March), vol. 13, n.º 1, pp.

101-116.

Fabozzi, F.; Francis, J., 1979, "Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination", *The Journal of Finance* (December), vol. 34, n.º 5, pp. 1243-1250.

Fama, E., 1972, "Components of investment performance", *The Journal of Finance* (June), vol. 27, n.º 3, pp. 551-567.

Fletcher, J., 1995, "An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts", *Journal of Business Finance and Accounting* (January), vol. 22, n.º 1, pp. 143-156.

Goetzmann, W.; Ingersoll, J.; Ivkovic, Z., 2000, "Monthly measurement of daily timers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), vol. 35, n.º 3, pp. 257-290.

Henriksson, R., 1984, "Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation", *The Journal of Business* (January), vol. 57, n.º 1, pp. 73-96.

Henriksson, R.; Merton, R., 1981, "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills", *The Journal of Business* (October), vol. 54, n.º 4, pp. 513-533.

Jagannathan, R.; Korajczyk, R., 1986, "Assessing the market timing performance of managed portfolios", *The Journal of Business* (April), vol. 59, n.º 2, pp. 217-235.

Jensen, M., 1968, "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *The Journal of Finance* (May), vol. 23, n.º 2, pp. 389-416.

Jensen, M., 1972, "Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance", *Mathematical Models in Investment and Finance*, edited by Szego and Shell, North-Holland Press, pp. 310-335.

Kao, G.; Cheng, L.; Chan, K., 1998, "International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions", *The Financial Review* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 127-144.

Kon, S., 1983, "The market-timing performance of mutual fund managers", *The Journal of Business* (July), vol. 56, n.º 3, pp. 323-347.

Kon, S.; Jen, F., 1978, "Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolio: an application of switching regression", *The Journal of Finance* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 457-475.

Lee, C.; Rahman, S., 1990, "Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation", *The Journal of Business* (April), vol. 63, n.º 2, pp. 261-278.

**Lobão, J., Serra, A., 2002, "Herding behavior - Evidence from Portuguese mutual funds", Working Paper (March), Proceedings da 2<sup>nd</sup> Conference of the Portuguese Finance Network, CD-ROM.**

Merton, R., 1981, "On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts", *The Journal of Business* (July), vol. 54, n.º 3, pp. 363-406.

Miller, T.; Gressis, N., 1980, "Nonstationarity and evaluation of mutual fund performance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (September), vol. 15, n.º 3, pp. 639-654.

Morris, R.; Pope, P., 1981, "The Jensen measure of portfolio performance in an Arbitrage Pricing Theory context", *Journal of Business Finance and Accounting* (Summer), vol. 8, n.º 2, pp. 203-221.

Pfleiderer, P.; Bhattacharya, S., 1983, "A note on performance evaluation", *Technical Report n.º 714* (October), Stanford University, Graduate School of Business, 23 pages.

Quandt, R., 1972, "A new approach to estimating switching regressions", *American Statistical Association Journal* (June), vol. 67, n.º 338, pp. 306-310, in: Kon, S.; Jen, F., 1978, "Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolio: an application of switching regression", *The Journal of Finance* (May), vol. 33, n.º 2, pp. 457-475.

Rao, S., 2000, "Market timing and mutual fund performance", *American Business Review* (June), vol. 18, n.º 2; pp. 75-79.

Rao, S., 2001, "Mutual fund performance during up and down market conditions", *Review of Business* (Spring), vol. 22, n.º 1/2, pp. 62-65.

**Romacho, J., Cortez, M., 2004, "Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português.", Working Paper (Fevereiro), XIV Jornadas Luso-Espanholas de Gestão Científica.**

Ross, S., 1976, "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* (December), vol. 13, n.º 3, pp. 341-360.

Ross, S., 1977, "Risk, return and arbitrage", in: Risk and return in Finance, Friend & Bicksler Ed., Cambridge, MA, pp. 189-218.

**Santos, C., 1995, "Assimetria de informação e avaliação da performance de gestores de investimento", Tese de Mestrado em Gestão de Empresas, Universidade do Minho, Braga.**

Sharpe, W., 1966, "Mutual fund performance", *Journal of Business* (January), vol. 39, n.º 1, pp. 119-138.

Sunder, S., 1980, "Stationarity of market risk: random coefficient tests for individual stocks", *The Journal of Finance* (September), vol. 35, n.º 4, pp. 883-896.

Treynor, J., 1965, "How to rate management of investment funds", *Harvard Business Review* (January-February), vol. 43, n.º 1, pp. 63-75.

Treynor, J.; Mazuy, K., 1966, "Can mutual funds outguess the market?", *Harvard Business Review* (July/August), vol. 44, n.º 4, pp. 131-136.

Vieira, E., 1995, "A metodologia de Henriksson e Merton na detecção da performance de fundos de pensões", Tese de Mestrado em Gestão de Empresas, Universidade do Minho, Braga.

White, H., 1980, "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica* (May), vol. 48, n.º 4, pp. 817-838.