

## Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português

João Carlos Romacho\*, Maria do Céu Cortez\*\*

jcpr@mail.pt, mccortez@eeg.uminho.pt

**Resumo:** O objectivo deste artigo é investigar as capacidades de selectividade e timing dos gestores de carteiras portuguesas. Neste sentido, são aplicados e comparados os modelos de Treynor e Mazuy (1966) e de Henriksson e Merton (1981) a uma amostra de fundos de investimento mobiliário portugueses, composta por fundos Nacionais, União Europeia e Internacionais. Os resultados obtidos com os modelos anteriores são similares e sugerem que os gestores de fundos não possuem capacidades de selectividade e timing, havendo mesmo alguma evidência de timing negativo, sendo este mais relevante para os fundos nacionais. É também observada uma acentuada correlação negativa entre estas duas componentes do desempenho, sendo esta 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..

**Palavras-chave:** Fundos de investimento, selectividade, *timing*, desempenho, mercado de capitais

**Abstract.** The purpose of this paper is to investigate the timing and selectivity abilities of Portuguese mutual fund managers. To accomplish this task, we apply and compare the methodologies developed by Treynor and Mazuy (1966) and Henriksson and Merton (1981) to a sample composed of National, European Union and International funds. The results obtained by these models are similar and suggest that portfolio managers do not possess timing and selectivity skills. In fact, there is even some evidence of negative timing, which is stronger in relation to national funds. In addition, highly negative correlation between the two components of performance is observed, 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.

**Keywords:** Mutual funds, selectivity, timing, performance, capital market.

---

\* ESTGP - Escola Superior de Tecnologia e Gestão, Instituto Politécnico de Portalegre  
\*\* EEG – Escola Economia e Gestão, Univeridade do Minho (UM)

## 1. Introdução

A avaliação do desempenho de carteiras de investimento, pelo seu importante papel no processo de afectação de recursos financeiros, tem assumido um grande destaque no mundo das finanças, tendo vindo a interessar 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.

Este assunto tem sido abordado e investigado no âmbito de distintos mercados internacionais. Contudo, o reduzido número de estudos realizados no mercado português, particularmente com o objectivo de avaliar as capacidades de selecção de títulos (selectividade) e de previsão da evolução do mercado (*timing*), indica que ainda existe um vasto campo de investigação por realizar nesta área. Neste sentido, pretende-se, com este estudo, analisar o desempenho dos gestores de carteiras de investimento portuguesas, com base numa amostra de Fundos de Investimento Mobiliário (FIM) nacionais, União Europeia e internacionais, utilizando-se para o efeito a medida de Jensen (1968) e os modelos propostos por Treynor e Mazuy (1966) (TM) e por Henriksson e Merton (1981) (HM).

Além da motivação já referida, este estudo justifica-se ainda por mais algumas razões: embora com algumas limitações, a medida de Jensen (1968) tem sido uma das medidas mais utilizadas para avaliar o desempenho global dos fundos de investimento; os modelos de TM e de HM têm sido utilizados na literatura recente, contudo, pelo que conhecemos, nunca foram aplicados para avaliar o desempenho de fundos de acções portuguesas; o modelo de TM foi das primeiras tentativas a considerar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores; o modelo de HM apresenta uma base teórica para separar explicitamente selectividade e *timing*; a utilização destes modelos tem conduzido a resultados curiosos, como é o caso de capacidades de *timing* negativas e persistente correlação negativa entre selectividade e *timing*; tem-se verificado uma crescente internacionalização das carteiras dos investidores portugueses, pelo que se 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, assim como os resultados obtidos pela medida de Jensen (1968) e pelos modelos de TM e de HM.

Este artigo está organizado em seis secções. Na secção 2 será feita uma revisão da literatura fundamental na área da avaliação do desempenho de carteiras de investimento. Na secção 3, a selectividade e o *timing* são analisados em termos teóricos, no contexto da medida de Jensen (1968) e dos modelos de TM e de HM. Na secção 4 são descritos os dados utilizados neste estudo. Na secção 5 são

apresentados os resultados obtidos pela aplicação dos modelos anteriores. Finalmente, na secção 6 são expostas as principais conclusões do estudo realizado.

## 2. Revisão da literatura

Com o surgimento do Modelo de Mercado, proposto por Sharpe (1963) e, posteriormente, do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), são propostas as primeiras medidas de avaliação do desempenho de carteiras – Medidas de Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968). As três medidas permitem avaliar o desempenho global das carteiras, no entanto, enquanto as medidas de Treynor e Sharpe fornecem ordenações de desempenho relativas, a medida de Jensen permite a avaliação do desempenho em termos absolutos. Note-se que, esta última, ao permitir testes de significância estatística, apresenta uma importante vantagem relativamente às duas anteriores.

Embora a utilização empírica destas medidas esteja generalizada, têm-lhe sido atribuídos vários problemas. Primeiro, o facto das mesmas usarem *proxies* como aproximação da carteira de mercado<sup>1</sup> [ver Roll (1977, 1978, 1979)] leva a que a escolha do *benchmark* seja inadequada e arbitrária. Segundo, a escolha inadequada do horizonte temporal<sup>2</sup>, poderá, como defende Levy (1972), provocar enviesamentos nestas medidas. Terceiro, apesar da relação entre as medidas tradicionais e as respectivas medidas de risco dever ser inexistente, estudos como os de Friend e Blume (1970), Klemkosky (1973) e Ang e Chua (1979) demonstram a existência dessa relação. Quarto, estas medidas pressupõem que a medida de risco se mantém estável ao longo do período de avaliação, pressuposto que pode facilmente ser colocado em causa, como o fazem Klemkosky e Maness (1978) e Fabozzi e Francis (1978), entre outros.

Ao assumir que o risco da carteira se mantém estável, as medidas anteriores consideram que o desempenho dos gestores advém unicamente da capacidade de selecção de títulos. No entanto, um melhor ou pior desempenho pode ficar a dever-se não só a esta capacidade, como também ao facto dos gestores conseguirem prever os movimentos do mercado em geral. Assim sendo, o nível de risco da carteira será ajustado em função das condições de mercado futuras, sendo de

---

<sup>1</sup> Este problema é, provavelmente, uma das questões mais relevantes na avaliação do desempenho de carteiras!

<sup>2</sup> Considera-se horizonte temporal o período que decorre entre duas observações, horizonte este utilizado para o cálculo de rendibilidades.

esperar que o mesmo se apresente como uma variável de decisão e sujeito a variação ao longo do tempo. Neste contexto, foram desenvolvidas estruturas que permitem identificar ambas as capacidades: selectividade e *timing*. Treynor e Mazuy (1966) são dos primeiros a estudá-las, no entanto, não encontram evidência de que os gestores tenham capacidade de *timing*. Mais tarde, Jensen (1972) desenvolve uma estrutura teórica para separar ambas as capacidades. Contudo, dado que esta estrutura necessita das previsões de *timing* dos gestores, do ajustamento da carteira correspondente a essas previsões e da rendibilidade esperada do mercado, o autor encontra dificuldades em medi-las separadamente.

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, ela apresenta dois problemas. Por um lado, utiliza o CAPM como modelo de base, podendo este não ser o modelo adequado, por outro, o modelo 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 por eles obtidos não indicam capacidades de *timing*, embora o último estudo evidencie capacidades de selectividade dos gestores. Todavia, 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>3</sup>, no entanto, 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, inspirados na teoria das opções,

---

<sup>3</sup> Note-se que o risco sistemático pode variar mesmo não havendo alteração da composição da carteira por parte do gestor [ver Fabozzi e Francis (1979)].

desenvolvem uma estrutura teórica que mede separadamente a capacidade de previsão dos gestores em selectividade e *timing*. 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 mesmo evidência de *timing* negativo e, ainda, uma correlação negativa entre ambas as componentes do desempenho.

Por sua vez, Pflleiderer 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>4</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, 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, estes autores identificam capacidade de selectividade positiva e de *timing* negativa, verificando-se, também, que as medidas de selectividade e *timing* se mostram sensíveis à escolha do *benchmark*.

Na verdade, uma última geração de estudos tem procurado estudar as capacidades de selectividade e *timing* dos gestores, através do uso de vários modelos e versões dos mesmos, assim como diferentes *benchmarks*. É o caso das investigações de Dellva, DeMaskey e Smith (2001) e Patro (2001), com a inclusão, neste último estudo, de informação pública nos modelos. No geral, os gestores revelam aptidão para seleccionar títulos, não acontecendo o mesmo com a previsão dos movimentos do mercado. Os primeiros argumentam, ainda, que a “... *benchmark choice is much more important than the timing model*” (Dellva, DeMaskey e Smith, 2001, pp. 52). De facto, Bauer e Dahlquist (2001) reconhecem, efectivamente, que a avaliação da capacidade de *timing* é uma questão complexa. Estes autores propõem, inclusivamente, uma nova medida, a que chamam *Roulette Wheels*, mas continuam a não encontrar capacidade significativa de *timing*, pelo que recomendam a utilização de uma estratégia passiva por parte dos gestores.

Refira-se ainda que as mais recentes linhas de investigação sugerem a inclusão de informação pública nos modelos (condicionais) de avaliação do desempenho,

---

<sup>4</sup> Pflleiderer e Bhattacharya (1983) demonstram que para a medição de selectividade e *timing* não é necessário ter disponível todas as informações requeridas por Jensen (1972), e já referidas anteriormente.

mantendo-se a problemática do *benchmark* adequado uma questão actual no contexto dos modelos de selectividade e *timing*.

### 3. Metodologia

Para a avaliação do desempenho global dos gestores de carteiras, e partindo do princípio que o nível de risco das mesmas se mantém constante durante o período de avaliação, poderá ser utilizada a medida proposta por Jensen (1968), bastante usada dentro e fora dos meios académicos, expressa pela seguinte expressão:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{c,t} \quad (1)$$

onde  $R_{c,t}$  é a rendibilidade da carteira  $c$  no período  $t$ ;  $R_{f,t}$  é a taxa isenta de risco no período  $t$ ;  $\beta_c$  é a medida de risco sistemático da carteira  $c$ ;  $R_{m,t}$  é a rendibilidade da carteira de mercado no período  $t$ ;  $\epsilon_{c,t}$  é a rendibilidade residual; e o  $\alpha_c$  pode ser interpretado como a rendibilidade incremental (positiva ou negativa) obtida por uma carteira além da prevista pelo CAPM. Neste sentido, valores de  $\alpha_c$  positivos (negativos), e significativos, serão reveladores de um bom (mau) desempenho por parte dos gestores.

A constatação de que o risco sistemático seria instável [ver Kon e Jen (1978)], e sendo que grande parte dessa instabilidade se poderá ficar a dever à intenção deliberada dos gestores para que tal aconteça [ver Miller e Gressis (1980)], levou a que os investigadores se preocupassem também com a medição desse esforço. Assim, como já se referiu, Treynor e Mazuy (1966) são dos primeiros a testar as capacidades de *timing* dos gestores. Para tal, adicionam um termo quadrático à equação 1, transformando-a em:

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

onde  $R_{c,t}$ ,  $R_{f,t}$ ,  $R_{m,t}$  e  $\epsilon_{c,t}$  têm o mesmo significado que anteriormente. Os valores de  $\beta_{2c}$  significativamente diferentes de zero serão reveladores de actividades de *timing*, e na presença destas actividades, a Recta Característica (que relaciona a rendibilidade do mercado com a rendibilidade da carteira) não será linear, mas com

tendência a ser curvada<sup>5</sup>, ou seja, as rendibilidades da carteira serão mais sensíveis a rendibilidades mais altas do mercado do que a rendibilidades mais baixas. O valor de  $\alpha_c$  avalia a capacidade de selectividade depois de medida a capacidade de *timing*.

Merton (1981) e HM desenvolvem um modelo de avaliação de desempenho alternativo, que permite decompor o desempenho global nas capacidade de selectividade e *timing*<sup>6</sup>. Segundo os autores, os gestores terão capacidade de selectividade se, consistentemente, seleccionam títulos sub ou sobrevalorizados para um dado nível de risco. Por seu lado, terão capacidade de *timing* se, dependendo da previsão ser de mercado em alta ( $R_{m,t} > R_{f,t}$ ) ou de mercado em baixa ( $R_{m,t} \leq R_{f,t}$ ), eles conseguirem ajustar o risco das suas carteiras em conformidade. Ou seja, se os gestores forem racionais, assumirão um risco superior quando a previsão for de mercado em alta e um risco inferior quando a previsão for de mercado em baixa. O modelo pode ser expresso por:

$$R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_{1c}x_t + \beta_{2c}y_t + \varepsilon_{c,t} \quad (3)$$

onde  $R_{c,t}$ ,  $R_{f,t}$  e  $\varepsilon_{c,t}$  têm o mesmo significado que anteriormente;  $x_t = R_{m,t} - R_{f,t}$ ; e,  $y_t = \max(0, R_{f,t} - R_{m,t}) = \max(0, -x_t)$ . O  $\beta_{1c}$  mede o risco sistemático para o mercado em alta. O  $\beta_{2c}$  representa a alteração do risco da carteira em resposta a variações do mercado, ou de outra forma, representa a diferença entre o risco do mercado em alta e em baixa. Assim, o  $\beta_{2c}$  deve ser significativamente positivo para um gestor com capacidade de *timing*. Finalmente, o  $\alpha_c$  tem o mesmo significado que na equação 2.

Para estimar os parâmetros da equação 1, assim como os dos dois modelos seguintes (equação 2 e 3), utilizar-se-á o método dos mínimos quadrados. 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. Desta forma, será também utilizado o método de White (1980) para a correcção de heteroscedasticidade.

---

<sup>5</sup> A Recta Característica curva é consistente com a ideia de que se os gestores prevêm uma subida do mercado, irão aumentar o nível de risco sistemático, e caso prevejam uma baixa do mercado, irão agir de modo a diminuir o nível de risco sistemático da carteira.

<sup>6</sup> Os autores preferem chamar-lhe micro e macroprevisão, respectivamente.

#### 4. Descrição dos dados

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 anteriormente, 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>7</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 é utilizada a *Lisbon Interbank Offered Rate* (Lisbor) a seis meses, anualizada. Esta informação

---

<sup>7</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.

Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português.

foi facultada pelo Banco de Portugal. É considerada a respectiva proporcionalidade para a obtenção das taxas em termos mensais.

## 5. Resultados empíricos

O desempenho global dos fundos é, primeiramente, avaliado através da medida de Jensen (1968). Depois serão avaliadas as capacidades de selectividade e de *timing* através dos modelos de TM e de HM, apresentados na secção 3.

A tabela 1 apresenta as estimativas médias da medida de Jensen ( $\hat{\alpha}_c$ ) e da medida de risco sistemático ( $\hat{\beta}_c$ ), obtidas através da equação 1.

Fundos	Média:		N.º fundos com:	N.º fundos que rejeitam:			
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_c$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_c = 0$	
				SCH	CCH	SCH	CCH
Nacionais	-0,0017	0,81	2	1- 1--	1- 1--	8+ 8++	8+ 8++
União Europeia	-0,0012	0,85	2	1- 1--	1- 1--	7+ 7++	7+ 7++
Internacionais	-0,0067	0,95	1	2-	2-	6+ 6++	6+ 6++
<b>Amostra total</b>	<b>-0,0030</b>	<b>0,86</b>	<b>5</b>	<b>4- 2--</b>	<b>4- 2--</b>	<b>21+ 21++</b>	<b>21+ 21++</b>
<b>Subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12)</b>							
Fundos	Média:		N.º fundos com:	N.º fundos que rejeitam:			
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_c$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_c = 0$	
				SCH	CCH	SCH	CCH
Nacionais	-0,0001	0,74	4	1-	1- 1+	8+ 8++	8+ 8++
União Europeia	0,0013	0,89	5	1- 1--	1- 1--	7+ 7++	7+ 7++
Internacionais	-0,0113	0,85	2	3- 1--	3- 1--	6+ 6++	6+ 6++
<b>Amostra total</b>	<b>-0,0029</b>	<b>0,82</b>	<b>11</b>	<b>5- 2--</b>	<b>5- 2-- 1+</b>	<b>21+ 21++</b>	<b>21+ 21++</b>
<b>Subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12)</b>							
Fundos	Média:		N.º fundos com:	N.º fundos que rejeitam:			
	$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_c$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_c = 0$	
				SCH	CCH	SCH	CCH
Nacionais	-0,0003	0,94	4	0	0	8+ 8++	8+ 8++
União Europeia	-0,0043	0,77	0	1-	1-	7+ 7++	7+ 7++
Internacionais	-0,0012	1,08	2	0	0	6+ 6++	6+ 6++
<b>Amostra total</b>	<b>-0,0019</b>	<b>0,92</b>	<b>6</b>	<b>1-</b>	<b>1-</b>	<b>21+ 21++</b>	<b>21+ 21++</b>

**Tabela 1.** Desempenho global

Esta tabela mostra, para cada grupo de fundos e para diferentes períodos de tempo, as estimativas médias dos coeficientes obtidos através da regressão  $R_{c,t} - R_{f,t} = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{c,t}$ . É também apresentado o número de fundos com desempenho positivo e o número de fundos com coeficientes significativos, Sem Correção de Heteroscedasticidade (SCH) e 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%)

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

Os resultados obtidos permitem também verificar que os níveis de risco sistemático ( $\hat{\beta}_c$ ) são elevados, com um valor médio de 0,86 e significativos a 1% para todos os fundos. 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 ( $\hat{\beta}_c < 1$ ).

Pela subdivisão do período global em dois subperíodos de igual duração, a tabela 1 permite retirar informações adicionais acerca do comportamento dos fundos.

A estimativa de  $\alpha_c$  média no subperíodo 1 é mais baixa que no subperíodo 2, levando um maior número de fundos (cinco) a rejeitar  $H_0: \alpha_c = 0$  negativamente, com um nível de confiança de 95%, ao passo que no subperíodo 2 apenas um fundo rejeita a hipótese nula, com o mesmo nível de confiança. Apesar de o desempenho global parecer ser inferior no primeiro subperíodo, o número de fundos (onze) que revelam capacidades positivas de seleccionar títulos é superior. Em termos gerais, o desempenho dos fundos continua a mostrar-se fraco em ambos os subperíodos.

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

Os resultados agora obtidos parecem mostrar que o nível de risco sistemático não se mantém constante de um subperíodo para outro, e que este facto, entre outros, influencia o desempenho dos fundos. Efectivamente, o aumento do nível de risco sistemático parece ter melhorado ligeiramente a capacidade de selectividade, pelo menos em termos de significância estatística<sup>8</sup> e do valor médio estimado de  $\alpha_c$ . Assim, parece que o desempenho dos gestores de fundos não depende apenas da sua capacidade de seleccionar títulos, mas também da sua capacidade de prever os movimentos do mercado. Neste contexto, os resultados sugerem que se deverão explorar estas componentes do desempenho global no âmbito de outras estruturas que considerem ambas as capacidades: selectividade e *timing*.

Na tabela 2 encontram-se os resultados da aplicação das expressões 2 (modelo de TM) e 3 (modelo de HM), as quais permitem avaliar as capacidades de selectividade ( $\hat{\alpha}_c$ ) e *timing* ( $\hat{\beta}_{2c}$ ) dos gestores.

---

<sup>8</sup> Com excepção de um fundo que após correcção da heteroscedasticidade, apresentou, no primeiro subperíodo, um desempenho significativamente positivo a 5%, não acontecendo o mesmo no segundo subperíodo.

Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português.

Período global (1996/01 a 2001/12)											
Fundos	Modelos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
		$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_{2c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH		
Nacionais	TM	0,0008	0,82	-0,473	4	1	0	1+	1-	0	0,09
	HM	0,0019	0,75	-0,143	6	1	0	0	1-	1-	0,20
União Europeia	TM	-0,0007	0,85	-0,187	2	1	1- 1--	1- 1--	0	0	-0,01
	HM	-0,0015	0,86	0,016	1	3	1-	1-	0	0	-0,09
Internacionais	TM	-0,0066	0,95	-0,064	2	4	2- 2- 1--	2- 2- 1--	1-	1- 1--	-0,69
	HM	-0,0053	0,92	-0,061	3	3	0	1-	0	0	-0,76
<b>Amostra total</b>	TM	<b>-0,0018</b>	<b>0,86</b>	<b>-0,261</b>	<b>8</b>	<b>6</b>	<b>3- 1--</b>	<b>3- 2- 1+</b>	<b>2-</b>	<b>1- 1--</b>	<b>-0,57</b>
	HM	<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>
Subperíodo 1 (1996/01 a 1998/12)											
Fundos	Modelos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
		$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_{2c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH		
Nacionais	TM	0,0031	0,75	-0,558	7	0	1+	1+	0	0	0,26
	HM	0,0046	0,67	-0,165	8	0	0	1+	1-	1-	0,23
União Europeia	TM	0,0029	0,88	-0,501	5	1	1-	1- 1--	0	0	-0,65
	HM	0,0034	0,84	-0,095	5	1	0	0	0	0	-0,55
Internacionais	TM	-0,0105	0,84	-0,239	1	4	1-	1- 1--	0	1-	-0,28
	HM	-0,0076	0,76	-0,157	1	3	0	1-	0	1-	-0,33
<b>Amostra total</b>	TM	<b>-0,0008</b>	<b>0,82</b>	<b>-0,448</b>	<b>13</b>	<b>5</b>	<b>2- 1+</b>	<b>2- 2- 1+</b>	<b>0</b>	<b>1-</b>	<b>-0,28</b>
	HM	<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>
Subperíodo 2 (1999/01 a 2001/12)											
Fundos	Modelos	Média:			N.º fundos com:		N.º fundos que rejeitam:				$\hat{\rho}_{\alpha_c, \beta_{2c}}$
		$\hat{\alpha}_c$	$\hat{\beta}_{1c}$	$\hat{\beta}_{2c}$	$\hat{\alpha}_c > 0$	$\hat{\beta}_{2c} > 0$	$\alpha_c = 0$		$\beta_{2c} = 0$		
						SCH	CCH	SCH	CCH		
Nacionais	TM	0,0019	0,93	-0,475	6	2	0	0	0	3-	-0,47
	HM	0,0018	0,90	-0,092	6	2	0	0	0	0	-0,55
União Europeia	TM	-0,0047	0,77	0,198	2	3	0	0	0	0	-0,91
	HM	-0,0073	0,85	0,156	1	4	0	0	0	0	-0,97
Internacionais	TM	-0,0014	1,08	0,073	3	4	0	0	0	0	-0,83
	HM	-0,0030	1,12	0,080	3	5	0	0	0	0	-0,85
<b>Amostra total</b>	TM	<b>-0,0013</b>	<b>0,92</b>	<b>-0,094</b>	<b>11</b>	<b>9</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>3-</b>	<b>-0,81</b>
	HM	<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>

**Tabela 2.** Capacidades de selectividade e *timing*

Esta tabela mostra, para cada grupo de fundos e para diferentes períodos de tempo, as estimativas médias dos coeficientes obtidos com o modelo de Treynor e

Mazuy (TM), ou seja, através da regressão  $R_{c,t}-R_{f,t}=\alpha_c+\beta_{1c}x_t+\beta_{2c}x_t^2+\varepsilon_{c,t}$ , e com o modelo de Henriksson e Merton (HM), 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) e 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%)

Independentemente do grupo de fundos, do período de tempo e do modelo utilizado, 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  $\alpha_c$ , e apenas um fundo nacional apresenta capacidade significativamente positiva a um nível de 5%, mas apenas no caso específico em que se aplica o modelo de TM e se corrige a heteroscedasticidade. Dos três grupos de fundos analisados, apenas os fundos nacionais evidenciam uma muito ligeira capacidade de selectividade (1% e 2,3% ao ano, com os modelos de TM e de HM, respectivamente). Inversamente, os fundos internacionais mostram valores negativos (-7,9% e -6,4% ao ano, com os modelos de TM e de HM, respectivamente) para esta medida do desempenho. Em termos gerais, esta 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 Chen e Stockum (1986) e Coggin, Fabozzi e Rahman (1993), com a utilização do modelo de TM e aos trabalhos de Fletcher (1995) e Kao, Cheng e Chan (1998), com a utilização do modelo de HM, onde os autores identificam uma boa capacidade de selectividade.

Os valores do risco sistemático obtidos pelos modelos de TM (0,86) e de HM (0,83) são muito semelhantes aos obtidos com a equação 1 (0,86), onde se calculou a medida de Jensen (1968). Contudo, as estimativas de  $\alpha_c$  mostram-se mais baixas com a medida de Jensen (-3,6% ao ano) do que com os modelos de TM (-2,2% ao ano) e de HM (-1,6% ao ano). Esta tendência para a medida de Jensen apresentar valores mais baixos para a selectividade, relativamente aos indicados pelos outros dois modelos, foi também evidenciada por outros estudos empíricos [ver Henriksson (1984), Chang e Lewellen (1984), Armada (1992) e Dellva, DeMaskey

e Smith (2001)]. Assim, parece que a medida de Jensen tende a subestimar a contribuição da selectividade para o desempenho global, reflectindo o facto de que o valor de  $\hat{\beta}_{2c}$  é, em média, negativo para os modelos de TM e de HM.

Em termos da contribuição da componente de *timing* para o desempenho global, os resultados são ainda mais fracos, relativamente aos obtidos para a selectividade, essencialmente com a utilização do modelo de TM. Efectivamente, apenas cerca de um terço dos fundos obtêm estimativas positivas de  $\beta_{2c}$ . Este facto reflecte-se num valor médio deste parâmetro de -0,261 (TM) e -0,067 (HM), para o qual muito contribuem os fundos nacionais com um valor de -0,473 (TM) e -0,143 (HM)<sup>9</sup>. Os fundos União Europeia são os que melhor desempenho obtêm na previsão dos movimentos do mercado, sendo os únicos a ter um  $\hat{\beta}_{2c}$  médio positivo (0,016), mas apenas com o modelo de HM. Em termos de significância estatística, nenhum fundo apresenta valores significativamente positivos nesta componente, contrariamente, alguns apresentam valores significativamente negativos<sup>10</sup>. Estes resultados continuam a estar de acordo com a grande maioria dos estudos já realizados. Excepção feita a alguns, como seja a investigação de Santos (1995) que, ao utilizar a metodologia de Elton e Gruber (1991), detecta uma capacidade significativamente positiva de *timing* para os gestores de fundos portugueses.

A tabela 2 indica, ainda, uma acentuada correlação negativa (-0,57 e -0,64 para cada modelo) entre selectividade e *timing*, 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. Esta possível dificuldade dos gestores de fundos em obterem, simultaneamente, resultados positivos em selectividade e *timing*, foi também verificada em aplicações anteriores dos modelos de TM [ver Coggin, Fabozzi e Rahman (1993)] e de HM [ver Henriksson (1984), Armada (1992), Fletcher (1995), Vieira (1995) e Kao, Cheng e Chan (1998)].

---

<sup>9</sup> Note-se que, inversamente, os fundos nacionais foram os que apresentaram valores mais positivos para a selectividade.

<sup>10</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*".

A tabela 2 apresenta também os resultados obtidos aquando da subdivisão do período global (1996/01 a 2001/12) em dois subperíodos de igual duração (1996/01 a 1998/12 e 1999/01 a 2001/12). Estes 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, particularmente aquando da aplicação do modelo de HM. Note-se que, para este modelo, enquanto que no primeiro subperíodo, 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. Refira-se que, apesar destes resultados, os fundos continuam a não evidenciar capacidades de selectividade e *timing* em qualquer dos subperíodos e em qualquer modelo, já que apenas alguns fundos rejeitam a hipótese nula de nenhuma capacidade de *timing* a um nível de 5%, mas negativamente. Estes resultados parecem reforçar os já obtidos anteriormente, ou seja, os gestores de fundos não revelam capacidade de selectividade e *timing*, continuando a mostrar alguma evidência de *timing* negativo.

## 6. Conclusões

Numa primeira fase, a aplicação da medida de Jensen (1968) revela que o desempenho global dos fundos é, em geral neutro, ou ligeiramente negativo, sendo um indicador da não capacidade dos seus gestores para superarem o mercado.

Numa segunda fase, quando se aplicam os modelos de TM e de HM, verifica-se que os resultados entre ambos são muito semelhantes e consistentes com a medida de Jensen (1968). Os dois últimos modelos aplicados indicam que os gestores de FIM portugueses não possuem capacidades de selectividade nem de *timing*. Efectivamente, apenas um fundo nacional revela alguma capacidade de selectividade, com um valor significativamente positivo a um nível de 5%. Por outro lado, nenhum fundo tem valores significativamente positivos de *timing*, sendo que alguns apresentam mesmo valores significativamente negativos. Estes modelos revelam, ainda, uma acentuada correlação negativa entre as duas componentes do desempenho, sendo mais acentuada para os fundos internacionais.

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.

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 dos próprios modelos de TM e de HM em medirem 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 conseqüente avaliação. Desta forma, este fenómeno continua ainda a ser um enigma na literatura financeira!

## Referências bibliográficas

- Alexander, G.; Stover, R. (1980, Spring), "Consistency of mutual fund performance during varying market conditions", *Journal of Economics and Business*, vol. 32, n.º 3, pp. 219-226.
- Ang, S.; Chua, J. (1979, June), "Composite measures for the evaluation of investment performance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 14, n.º 2, pp. 361-384.
- Armada, M., (1992, December), "On the investigation of timing and selectivity in portfolio management", PhD Dissertation, Manchester Business School.
- Bauer, R.; Dahlquist, J. (2001, January/February), "Market timing and roulette wheels", *Financial Analysts Journal*, vol. 57, n.º 1, pp. 28-40.
- Bollen, N.; Busse, J. (2001, June), "On the timing ability of mutual fund managers", *The Journal of Finance*, vol. 56, n.º 3, pp. 1075-1094.
- 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, January), "Market timing and mutual fund investment performance", *The Journal of Business*, vol. 57, n.º 1, pp. 57-72.
- Chen, C.; Stockum, S. (1986, Spring), "Selectivity, market timing and random beta behaviour of mutual funds: a generalized model", *The Journal of Financial Research*, vol. 9, n.º 1, pp. 87-96.
- Coggin, T.; Fabozzi, F.; Rahman, S. (1993, July), "The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation", *The Journal of Finance*, 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.
- Dellva, W.; DeMaskey, A.; Smith, C. (2001, February), "Selectivity and market timing performance of fidelity sector mutual funds", *The Financial Review*, vol. 36, n.º 1, pp. 39-54.

- Elton, E.; Gruber, M. (1991, February), "Differential information and timing ability", *Journal of Banking and Finance*, vol. 15, n.º 1, pp. 117-131.
- Fabozzi, F.; Francis, J. (1978, March), "Beta as a random coefficient", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 13, n.º 1, pp. 101-116.
- Fabozzi, F.; Francis, J. (1979, December), "Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination", *The Journal of Finance*, vol. 34, n.º 5, pp. 1243-1250.
- Fama, E. (1972, June), "Components of investment performance", *The Journal of Finance*, vol. 27, n.º 3, pp. 551-567.
- Fletcher, J. (1995, January), "An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 22, n.º 1, pp. 143-156.
- Friend, I.; Blume, M. (1970, September), "Measurement of portfolio performance under uncertainty", *The American Economic Review*, vol. 70, n.º 4, pp. 561-575.
- Goetzmann, W.; Ingersoll, J.; Ivkovic, Z. (2000, September), "Monthly measurement of daily timers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 35, n.º 3, pp. 257-290.
- Henriksson, R. (1984, January), "Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation", *The Journal of Business*, vol. 57, n.º 1, pp. 73-96.
- Henriksson, R.; Merton, R. (1981, October), "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills", *The Journal of Business*, vol. 54, n.º 4, pp. 513-533.
- Jensen, M. (1968, May), "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *The Journal of Finance*, 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, May), "International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions", *The Financial Review*, vol. 33, n.º 2, pp. 127-144.
- Klemkosky, R. (1973, June), "The bias in composite performance measures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 8, n.º 3, pp. 505-514.
- Klemkosky, R.; Maness, T. (1978, May), "The predictability of real portfolio risk levels", *Journal of Finance*, vol. 33, n.º 2, pp. 631-639.
- Kon, S. (1983, July), "The market-timing performance of mutual fund managers", *The Journal of Business*, vol. 56, n.º 3, pp. 323-347.
- Kon, S.; Jen, F. (1978, May), "Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolio: an application of switching regression", *The Journal of Finance*, vol. 33, n.º 2, pp. 457-475.

Os gestores de carteiras têm capacidade de selecção de títulos e de previsão da evolução do mercado? Um estudo empírico para o mercado português.

- Lee, C.; Rahman, S. (1990, April), "Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation", *The Journal of Business*, vol. 63, n.º 2, pp. 261-278.
- Levy, H. (1972, August), "Portfolio performance and the investment horizon", *Management Science*, vol. 18, n.º 12, pp. 645-653.
- Lintner, J. (1965, February), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 47, n.º 1, pp. 13-37.
- Merton, R. (1981, July), "On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts", *The Journal of Business*, vol. 54, n.º 3, pp. 363-406.
- Miller, T.; Gressis, N. (1980, September), "Nonstationarity and evaluation of mutual fund performance", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, n.º 3, pp. 639-654.
- Mossin, J. (1966, October), "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, vol. 34, n.º 4, pp. 768-783.
- Patro, D. (2001, September), "Measuring performance of international closed-end funds", *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, n.º 9, pp. 1741-1767.
- Pfleiderer, P.; Bhattacharya, S. (1983, October), "A note on performance evaluation", Technical Report n.º 714, Stanford University, Graduate School of Business, 23 pages.
- Quandt, R. (1972, May), "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*, vol. 33, n.º 2, pp. 457-475.
- Rao, S. (2000, June), "Market timing and mutual fund performance", *American Business Review*, vol. 18, n.º 2; pp. 75-79.
- Rao, S. (2001, Spring), "Mutual fund performance during up and down market conditions", *Review of Business*, vol. 22, n.º 1/2, pp. 62-65.
- Roll, R. (1977, March), "A critique of the asset pricing theory's tests. Part I: on past and potential testability of the theory", *Journal of Financial Economics*, vol. 4, n.º 2, pp. 129-176.
- Roll, R. (1978, September), "Ambiguity when performance is measured by the security market line", *The Journal of Finance*, vol. 33, n.º 4, pp. 1051-1069.
- Roll, R. (1979), "A reply to Mayers and Rice", *Journal of Financial Economics*, vol. 7, pp. 391-400.
- 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. (1963, January), "A simplified model for portfolio analysis", *Management Science*, pp. 277-293.

- Sharpe, W. (1964, September), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", *The Journal of Finance*, vol. 19, n.º 3, pp. 425-442.
- Sharpe, W. (1966, January), "Mutual fund performance", *Journal of Business*, vol. 39, n.º 1, pp. 119-138.
- Treynor, J. (1965, January/February), "How to rate management of investment funds", *Harvard Business Review*, vol.43, n.º 1, pp.63-75.
- Treynor, J.; Mazuy, K. (1966, July/August), "Can mutual funds outguess the market?", *Harvard Business Review*, 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, May), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48, n.º 4, pp. 817-838.