

# Informação diferencial e avaliação da *performance* de gestores de investimentos

Carlos Machado dos Santos \*  
Manuel José da Rocha Armada \*\*

## 1 — Introdução

A avaliação da *performance* dos gestores de investimentos sofreu uma enorme evolução nas últimas décadas pelo que tem vindo a ser um dos tópicos mais importantes e actuais na área das finanças empresariais. A aceitação da Moderna Teoria da Carteira trouxe alterações profundas ao nível do processo de avaliação, que de simples cálculos de rendibilidades passou a incorporar na avaliação não apenas a rendibilidade mas também o nível de risco associado. Neste sentido, alguns autores [v. g.: Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968)] desenvolveram medidas (tradicional) de avaliação da *performance* ajustadas ao risco. Vários trabalhos empíricos baseados nestas medidas têm evidenciado persistentes níveis de *performance* inferior, pelo que a eficácia das mesmas tem sido largamente posta em causa [v. g.: Roll (1977, 1978, 1979, 1980, 1981)]. Alternativamente a estas metodologias tradicionais, novas linhas de investigação foram entretanto surgindo [v. g.: Treynor e Mazuy (1966) e Pfliegerer e Bhattacharya (1983)] no sentido de se avaliar a *performance* nos seus aspectos de *timing* e selectividade. Contudo, na sua maioria, estes estudos baseiam-se apenas em séries temporais de rendibilidades.

Muito recentemente alguns (poucos) autores [v. g.: Elton e Gruber (1991)] propuseram novas abordagens no sentido de isolar as componentes de *timing* e selectividade, recorrendo a informação específica dos títulos individuais que compõem as carteiras de investimentos, i. e., a partir da *composição dessas carteiras*. Por outras palavras, estas abordagens, ao contrário das anteriormente referidas, assumem (o que é mais

realista) um contexto de assimetria de informação ao nível dos agentes do mercado, considerando que, para além das rendibilidades observáveis dos fundos, existe informação adicional (diferencial) disponível ao avaliador (observador) externo. Assim, propomo-nos analisar a *performance* dos gestores de carteiras de investimentos, incluindo as suas vertentes de *timing* e *selectividade*, com base numa amostra de fundos de investimento mobiliário em Portugal, utilizando para o efeito a metodologia proposta por Elton e Gruber (1991), relativamente à qual se conhece apenas um único estudo empírico <sup>1</sup>.

## 2 — Metodologias baseadas em séries temporais de rendibilidades

### Medidas de *performance* global

A primeira relação de equilíbrio que proporcionou o ajustamento das rendibilidades ao risco surgiu na década de 60 através do Modelo de Equilíbrio dos Activos Financeiros (CAPM) desenvolvido, fundamentalmente, por Sharpe (1964) e Lintner (1965). Por ser relativamente simples e intuitivo, o CAPM tornou-se num modelo de grande aceitação e vastamente utilizado, servindo de base às designadas medidas «tradicional» de avaliação de *performance*. Treynor (1965) foi quem primeiro analisou a *performance* global, incorporando em simultâneo, e numa única medida, a taxa de rendibilidade e o risco, através do *ratio* que considera a rendibilidade em excesso por unidade de risco sistemático. Sharpe (1966) propôs uma medida semelhante à de Treynor, embora utilize a rendibilidade em excesso por unidade de risco total. Contudo, ambos os *ratios* propostos são

\* Mestre em Gestão e assistente da Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho.

\*\* Professor associado da Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho.

<sup>1</sup> Apenas Hwang (1988) aplicou esta metodologia a uma amostra de cinco fundos de investimento para o mercado dos EUA.

medidas de *performance* relativa. Alternativamente, Jensen (1968) desenvolveu uma medida de *performance* absoluta, traduzida pelo  $\alpha$  da regressão baseada na versão *ex post* do CAPM.

Apesar de amplamente utilizadas, as medidas tradicionais têm sido alvo de inúmeras críticas e objecções. Roll (1977, 1978, 1979, 1980, 1981) foi um dos maiores críticos aos testes empíricos com a utilização do CAPM na avaliação da *performance*, argumentando que o recurso a *proxies*<sup>2</sup> ineficientes leva ao enviesamento de quaisquer estimativas (consistentes e fiáveis) da Linha de Mercado de Títulos (SML), não sendo esta, portanto, apropriada para avaliar a *performance* das carteiras, conduzindo a critérios ambíguos. Lee e Jen (1978), Ferguson (1980, 1986) e Brown e Brown (1987) reforçam as críticas apontadas por Roll, concluindo, no essencial, que a utilização de índices como *proxies* afectarão os resultados empíricos do CAPM. Dada a persistência destas críticas, alguns autores [v. g.: Cornell (1979), Grinblatt e Titman (1993)] desenvolveram novas abordagens a fim de testar modelos de avaliação sem necessidade do recurso a índices de mercado. Contudo, estes modelos utilizam informação relativa à composição dos fundos e não apenas a séries temporais de rendibilidades.

Por outro lado, a influência do horizonte temporal escolhido na determinação das medidas de risco e conseqüente avaliação da *performance* foi testado empiricamente por Fielitz e Greene (1980) e Levy (1981, 1984), tendo os resultados mostrado que pode haver alteração nos índices de *performance* obtidos, o que por sua vez tenderá a produzir alterações na ordenação das carteiras. Também o pressuposto de estabilidade das medidas de risco, em particular no que se refere aos fundos de investimento, de salientar os estudos de Klemkosky e Maness (1978) e Kon e Jen (1978, 1979) que sugerem a não estacionariedade do beta, assim como os estudos de Fabozzi e Francis (1979, 1980) que indicam que os betas variam de uma forma aleatória.

Ross (1976, 1977) desenvolveu a Teoria de Equilíbrio por Arbitragem (APT) que defende que o risco não tem que ser dependente apenas de um único factor (a rendibilidade do mercado), dado

que podem existir vários factores a influenciar a rendibilidade dos activos. Embora este modelo seja aparentemente mais flexível, diversos estudos empíricos relacionados com a avaliação da *performance* de fundos de investimento levados a cabo por Peasnell, Skerrat e Taylor (1979) e Morris e Pope (1981) em relação ao mercado inglês, Chang e Lewellen (1985) e Lehmann e Modest (1987) em relação ao mercado americano, levantam importantes reservas à aplicabilidade desta medida, especialmente em relação à própria definição dos factores. Por outro lado, estudos efectuados por Dhrymes, Friend e Gultekin (1984) e Dhrymes, Gultekin e Gultekin (1985), identificaram não só uma grande quantidade dos factores relevantes, mas também que este número aumenta com a dimensão da amostra (número de títulos) em estudo. Dados estes condicionalismos, parece que a flexibilidade do APT pode causar alguma arbitrariedade no que respeita ao *pricing* dos activos, o que se torna preocupante no contexto da avaliação da *performance* dos gestores de carteiras.

Alternativamente, um sistema de ordenação de preferências baseado nos princípios da dominância estocástica foi desenvolvido por Quirk e Saposnik (1962) (a quem se atribui o 1º grau)<sup>3</sup>, estendida por Hanoch e Levy (1969) (a quem se atribui o 2º grau) e mais tarde por Whitmore (1970) (o 3º grau) e Jean (1971, 1978) (a quem se atribui a demonstração matemática do enésimo grau). A dominância estocástica é uma abordagem que tem como objectivo a ordenação de carteiras (ou activos) por ordem de preferência e que utiliza, para tal, toda a função densidade de probabilidade, em vez de um número finito de momentos. Não requer nenhum pressuposto acerca da forma matemática das distribuições e muito pouca informação acerca da preferência dos investidores. Alguns estudos de natureza empírica baseados nesta abordagem [v.g.: Saunders, Ward e Woodward (1980) e Ghandi, Saunders, Woodward e Ward (1981)] mostraram que, pelo menos as regras tradicionais da dominância estocástica levantavam alguns problemas ao nível da sua aplicação, em particular por raras vezes ser possível determinar com clareza uma ordenação (dominância) de carteiras, uma vez que as distribuições de probabilidade cumulativas se interceptavam para um ou mais níveis de rendibilidade.

<sup>2</sup> Em substituição da carteira de mercado que, segundo o CAPM, deveria ser o padrão natural de comparação.

<sup>3</sup> A designação «1º grau» foi atribuída, de facto, por Hadar e Russel (1969) no sentido de se permitirem outros tipos de dominância estocástica.

#### Medidas de decomposição da *performance* global

As medidas de avaliação de *performance* anteriormente analisadas, e mesmo alguns contextos teóricos de per si, revelam-se insuficientes dado que, no pressuposto que o nível de risco não se altera, avaliam apenas a capacidade do gestor em prever os preços dos títulos individuais (selectividade), ignorando as capacidades de *timing* eventualmente por este demonstradas. Na tentativa de distinguir estas duas capacidades, Treynor e Mazuy (1966) publicaram um trabalho pioneiro (de natureza fundamentalmente empírica) recorrendo, para o efeito, a uma regressão quadrática, em vez da relação linear proposta pelo CAPM. Contudo, Fama (1972) foi o primeiro autor a propor formalmente uma metodologia para a decomposição da *performance* nos seus aspectos de *timing* e selectividade, embora esta se revele de difícil aplicação empírica. Num outro trabalho, Jensen (1972) parte da correlação entre a rendibilidade esperada e de rendibilidade observada do mercado para obter medidas de *timing*, concluindo que não é possível obter, empiricamente, medidas separadas de *timing* e selectividade. Este trabalho é contestado por Grant (1977, 1978), Admati e Ross (1985) e Dybvig e Ross (1985), que demonstram que a medida de Jensen ( $\alpha$ ) pode resultar em *performance* inferior se as actividades de *timing* do gestor forem ignoradas.

Por seu lado, Kon e Jen (1978, 1979) examinam, através do método de *switching regression*, a possibilidade de existirem vários níveis de risco sistemático, criticando assim as estimativas obtidas pela regressão OLS que assume um beta estacionário. Também Fabozzi e Francis (1979) aplicam um procedimento alternativo, através de variáveis *dummy*, para analisar a variabilidade dos betas em épocas de alta e de baixa do mercado. Uma técnica similar foi testada por Alexander e Stover (1980), tendo estes obtido resultados semelhantes ao de Fabozzi e Francis, pelo menos ao nível da não estacionariedade dos betas. Posteriormente, Chen e Stockum (1986) apontam alguns problemas à utilização de testes com variáveis *dummy*, essencialmente porque diferentes conceitos de mercado em alta e baixa podem conduzir a diferentes resultados, assim como criticam o trabalho de Kon e Jen (1978, 1979) porque estes atribuem actividades de *timing* à não estacionariedade dos betas. Para

Chen e Stockum, esta relação não é necessariamente verdadeira já que uma situação não implica obrigatoriamente a outra.

Em alternativa, Pfeleiderer e Bhattacharya (1983) sugerem novas técnicas capazes de identificar separadamente, pelo menos em teoria, actividades de *timing* e selectividade. Corrigindo Jensen (1972) e baseados no estudo de Treynor e Mazuy (1966), desenvolvem uma técnica de regressão que requer apenas os valores observados das rendibilidades dos fundos e do mercado. Esta abordagem foi testada empiricamente nos EUA por Lee e Rahman (1990) e por Armada (1992) no Reino Unido.

Em síntese, de referir que as medidas de avaliação da *performance* até aqui analisadas<sup>4</sup> e baseadas apenas em séries temporais de rendibilidades, para além das limitações anteriormente enunciadas, têm ainda evidenciado, ao nível dos estudos empíricos, uma persistente *performance* inferior dos gestores dos fundos de investimento e não mostram, salvo raras excepções, capacidades de *timing* do mercado.

### 3 — Metodologias baseadas na composição das carteiras

As medidas que utilizam, como *inputs* básicos, apenas *séries temporais de rendibilidades* assumem claramente o pressuposto de *simetria de informação* por parte de quem gere as carteiras e de quem avalia a *performance* desses mesmos gestores. Contudo, este pressuposto, regra geral, não corresponde à realidade. As séries temporais de rendibilidades não são, de per si, a única informação disponível ao avaliador para que este possa inferir sobre a *performance*, quer ao nível global quer ao nível do *timing* e selectividade. Desta forma, e no pressuposto que o gestor dispõe de mais informação (v. g: sobre a composição dos fundos) que o avaliador (apenas conhece as rendibilidades destes), i. e., num contexto de *assimetria de informação*, torna-se importante, para efeitos de avaliação da *performance*, considerar na análise a *composição dos fundos*.

Cornell (1979) foi dos primeiros autores a defender esta ideia, propondo uma medida baseada na composição dos fundos, a qual avalia a *performance* através da diferença entre as rendibilida-

<sup>4</sup>Quer as clássicas, quer as mais recentes que identificam as capacidades de *timing* e selectividade do gestor.

des dos títulos quando incluídos numa carteira (no período  $t$ ), com as rendibilidades obtidas por esses mesmos títulos (fora do contexto da carteira) no período seguinte (período  $t+1$ ). Contudo, a escolha do período  $t+1$  como *proxy* pode levar a enfiamentos devidos a problemas de «sobrevivência» dos títulos.

Posteriormente, Grinblatt e Titman (1993) desenvolvem uma nova metodologia, a Portfolio Change Measure (PCM), que, contrariamente a Cornell, utiliza o período  $t-1$  como *proxy* e substitui a diferença das rendibilidades dos títulos pela diferença dos «pesos» da carteira nos dois períodos consecutivos. Esta é uma das vantagens da PCM, já que ao assumir uma perspectiva *ex post*, permite trabalhar com dados conhecidos, utilizando apenas as rendibilidades dos títulos que compõem a carteira no período de avaliação desta (período  $t$ ). Contudo, ambas as abordagens, não identificam separadamente as capacidades de timing e selectividade do gestor, mas sim e apenas a *performance* global.

A incapacidade de se obterem medidas robustas, capazes de separar efectivamente as componentes de *timing* e selectividade, utilizando informação relativa à composição dos fundos, parece ter sido ultrapassada por Elton e Gruber (1991), que desenvolvem um conjunto de medidas de *performance* capazes de identificar e utilizar correctamente a informação contida nos fundos, e que podem ser estimadas em termos de variáveis observáveis. Contrariamente às medidas baseadas em séries temporais de rendibilidades, esta metodologia utiliza informação adicional disponível sobre as carteiras a serem avaliadas e, no contexto de assimetria de informação, permite medir isoladamente a rendibilidade global e as suas componentes de *timing* e de selectividade, bastando para tal que o avaliador tenha acesso à composição dos fundos. Por último, quando testada empiricamente<sup>5</sup>, parece tender a produzir estimativas de *performance* mais favoráveis, contrariando, desta forma, os resultados obtidos na grande maioria dos estudos anteriores.

#### 4 — Metodologia e descrição da base de dados

##### Metodologia

Dybvig e Ross (1985) mostraram que, em termos da análise da SML, decisões correctas de timing<sup>6</sup> por parte de um gestor informado, podem resultar em *performance* inferior. Baseados neste estudo, Elton e Gruber (1991) demonstram que os problemas levantados por Dybvig e Ross podem ser ultrapassados quando se dispõe da correcta informação, i.e., assumindo que o avaliador conhece a composição da carteira em intervalos regulares de tempo (assim como as séries temporais das rendibilidades de cada activo) e não apenas as séries temporais das rendibilidades da carteira.

Por outro lado, em vez dos conceitos «tradicionais» de *timing* e selectividade, definem *timing* como a resposta a «sinais» específicos do mercado, enquanto a selectividade é a resposta a «sinais» dos activos individuais, não podendo estes últimos afectar as medidas de *timing*. Embora as medidas que desenvolvem pareçam separar estes «sinais», requerem contudo informação não disponível senão no âmbito de actuação exclusiva do gestor. Assim, reformulam essas medidas em termos de *variáveis observáveis*<sup>7</sup>, i. e., a partir da informação recolhida da composição dos fundos, conforme as seguintes relações<sup>8</sup>:

*Performance global:*

$$d_o = E \left( \sum_{i=1}^N \gamma_i X_i \right) - \sum_{i=1}^N E(\gamma_i) E(X_i) \quad (1)$$

*Timing:*

$$d_t = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i}^N \text{COV} \left( \gamma_i, \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right) \quad (2)$$

*Selectividade:*

$$d_s = \left[ E \left( \sum_{i=1}^N \gamma_i X_i \right) - \sum_{i=1}^N E(\gamma_i) E(X_i) \right] - \left[ \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i}^N \text{COV} \left( \gamma_i, \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right) \right] \quad (3)$$

<sup>5</sup>Os resultados obtidos por Hwang (1988), com a aplicação desta metodologia, evidenciaram *performances* positivas.

<sup>6</sup>Neste contexto, as decisões de *timing* são caracterizadas pelo ajustamento do risco sistemático da carteira às condições do mercado, i. e., pela diferente alocação entre activos de risco e sem risco.

<sup>7</sup>Medidas que podem ser calculadas pelo avaliador que tem acesso à composição da carteira mas não à informação relativa aos sinais sobre os quais o gestor actua.

<sup>8</sup>Um esquema operacional de «matrizes» é desenvolvido, para efeitos de cálculo, nos anexos 6.1 e 6.2.

onde:

$\gamma_i$  = Proporção investida no activo de risco  $i$ ;  
 $X_i$  = Rendibilidade em excesso do activo de risco  $i$ ;  
 $\beta_i$  = Risco sistemático do activo  $i$ .

Pode verificar-se que, basicamente, a informação requerida para a análise se traduz pelo conhecimento do número de acções que compõem a carteira, das proporções investidas, das rendibilidades e dos betas de cada um destes activos de risco. Os activos isentos de risco (incluídos na carteira) não são considerados na análise uma vez que, segundo os pressupostos teóricos, estes têm um preço constante, do que resulta uma rendibilidade e risco sistemático nulos. Na medida de *timing*, o *ratio* dos betas tem por função incorporar correctamente a «sensibilidade» dos activos a variações do mercado, no pressuposto que o gestor não deve alterar a proporção investida num dado activo apenas pela sua rendibilidade (e risco sistemático), mas deverá considerar, *num todo*, as variáveis constantes destas relações. A medida de selectividade, obtida pela diferença entre a *performance* global e a rendibilidade devida a actividades de *timing*, aparece como «residual», i. e., o que resta da *performance* global depois de considerado o *timing*.

De salientar que a *performance* global, dados os pressupostos apresentados, não está sujeita a erros causados por deficientes estimativas do risco sistemático dos activos, ultrapassando desta forma a questão dos índices (*benchmarks*) ineficientes largamente debatida na literatura. Por outro lado, a medida de *timing*, embora incorpore este risco, utiliza-o apenas para ponderar as rendibilidades dos activos, pelo que é de esperar que atenuar possíveis enfiamentos na estimativa dos betas. Estes, por sua vez, foram calculados, para efeitos de evidência empírica, tendo em conta a correcção de *outliers*<sup>9</sup> que podem, como sabemos, alterar completamente a regressão dos mínimos quadrados (LS) e, em particular, afectar

os níveis de significância. Para o efeito, utilizamos a *robust regression* sugerida por Rousseeuw (1984) e mais recentemente por Rousseeuw e Zomeren (1990)<sup>10</sup>.

#### Descrição da base de dados

A amostra é constituída por seis<sup>11</sup> Fundos de Investimento Mobiliário (FIM), para o período de 15 de Janeiro de 1990 a 31 de Dezembro de 1994. A composição dos fundos foi obtida junto das respectivas sociedades gestoras e através dos *Boletins Oficiais* das Bolsas de Valores de Lisboa e Porto<sup>12</sup>. A informação retirada dos fundos contém, para cada período, dados relativos a *todos* os títulos que os compõem, i. e., a *cotação*, *quantidade* e respectivo *valor* de mercado de cada activo de risco, os valores totais investidos nos designados activos sem risco, assim como o total das aplicações. Para o cálculo dos betas foram utilizadas rendibilidades ajustadas a dividendos, quer dos activos incluídos nos fundos, quer do índice de mercado utilizado (Índice Geral da Bolsa de Lisboa — BVL). Para a taxa isenta de risco foram consideradas as taxas médias ponderadas dos bilhetes do Tesouro (BT) a 91 dias, obtidos junto do Banco de Portugal. A taxa quinzenal foi calculada através da relação de proporcionalidade.

O anexo 1 apresenta uma síntese das principais características dos FIM da amostra, como o nome, total de observações quinzenais para o período em análise, e o número médio, máximo, mínimo e total de activos de risco por fundo. De referir que à excepção do fundo **F6**, que detém a maior média de acções (chegando a ter em simultâneo 62 destes títulos), os restantes fundos são relativamente pouco diversificados, sugerindo que estes gestores se especializaram num número limitado destas indústrias. De facto, verificou-se que, por exemplo, as acções de bancos

<sup>9</sup> Consideram-se *outliers* os casos para os quais  $(X_1, \dots, X_p, Y)$  ocorrem desvios à relação linear na maioria dos dados, tendo em conta, simultaneamente, as variáveis independentes  $(X_p)$  e a variável dependente  $(Y)$ . *Outliers* podem estar presentes num conjunto de dados devido a erros causados no registo das observações, a erros de transcrição destas, ou devido a *ocorrências excepcionais* no fenómeno investigado.

<sup>10</sup> O método de cálculo desta regressão pode ser visto no anexo 7.

<sup>11</sup> Estes fundos foram seleccionados, em primeiro lugar, tendo em conta o facto de serem considerados fundos maioritariamente accionistas. Por outro lado, para um horizonte temporal alargado, são poucos os FIM com informação disponível para o período em referência (dado que este mercado é relativamente recente), justificando-se desta forma o reduzido número de fundos incluídos na amostra. Por último, uma terceira razão prende-se com o facto destes fundos terem sido objecto de análise num estudo anteriormente realizado [Cortez (1993)] e relativamente a um horizonte temporal sensivelmente idêntico, podendo-se assim comparar os resultados obtidos com os do estudo agora elaborado.

<sup>12</sup> A duplicidade de informação recolhida serviu para uma *verificação minuciosa* da composição da carteira (valores do total de aplicações e dos títulos individuais) para todos os fundos e períodos, por forma a garantir a fiabilidade dos *inputs*.

estão presentes em todos os fundos e assumem grande parte do investimento nos activos de risco, com os fundos **F3** e **F4** a apresentarem valores próximos dos 42%.

No que se refere à composição, o valor investido em activos de risco é, na maioria dos fundos, bastante reduzido quando comparado com o total de aplicações, conforme se pode ver nos anexos 3, 3.1 e 4. Podemos desde já verificar a existência de uma grande variabilidade das carteiras, quer ao nível das aplicações, com o fundo **F6** a apresentar os maiores valores extremos (com montantes que variam entre aproximadamente 12,5 e 1,5 biliões de escudos), como também no valor das duas classes de

activos que as compõem. Os fundos **F1** e **F5** foram os que mais investiram em acções, com valores médios próximos dos 50%. Em contraste, o fundo **F4** foi o que, em média, menos investiu neste tipo de activos, apresentando um valor de apenas 12% do total de aplicações.

## 5 — Evidência empírica

Análise para o período global (1990 - 1994)

As estimativas de *performance* global, *timing* e selectividade obtidas através das relações (1), (2) e (3), para os seis fundos de investimento, são apresentadas na tabela 1 abaixo:

TABELA 1  
Estimativas de *performance* global, *timing* e selectividade  
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)

Fundos	P. global (percentagem)	t-stat	<i>Timing</i> (percentagem)	t-stat	Selectividade (percentagem)	t-stat
F1 .....	0,804	4,419	1,164	6,392	— 0,359	— 2,973
F2 .....	0,470	3,613	3,350	5,751	— 2,880	— 2,139
F3 .....	0,375	2,824	3,553	6,789	— 3,179	— 3,965
F4 .....	0,351	6,966	— 1,220	— 4,252	1,571	3,128
F5 .....	0,319	1,742	2,586	4,132	— 2,267	— 2,390
F6 .....	0,251	2,848	— 4,570	— 1,912	4,820	4,760

Numa primeira abordagem, verifica-se que os fundos apresentam estimativas de *performance* global positivas, variando entre um máximo de 0,804% e um mínimo de 0,251%. Podemos também observar que estas estimativas são estatisticamente significativas a um nível de 5%. Neste contexto, tais resultados indicam que, em média e ao longo dos cinco anos, os fundos geraram rendibilidades superiores ao mercado, apesar da instabilidade deste e das elevadas taxas dos bilhetes do Tesouro (BT). De facto, conforme se pode ver no anexo 5, a rendibilidade média (quinzenal) do índice BVL foi, para o período de 1990 a 1994, de 0,03% (desvio padrão de 2,86%). Para o mesmo período (e mesma frequência), a taxa dos BT foi de 0,61% (desvio padrão de 0,12%), o que implica um *excess return* médio do índice de mercado de — 0,58%.

Desta forma, a *performance* global foi conseguida, na maioria dos fundos, devido à capacidade dos gestores anteciparem os movimentos do mercado e ajustarem o risco das

suas carteiras em conformidade. Assim, a evidência sugere que a *performance* positiva obtida por estes fundos se deve, essencialmente, a actividades de *timing* dos seus gestores, não tendo estes revelado capacidade para seleccionar correctamente títulos subavaliados.

É de salientar que não existe uma relação «muito directa» entre o risco sistemático dos fundos e a percentagem de acções (em valor de mercado) na composição dessas carteiras. O fundo **F4**, por exemplo, apresenta um beta médio de 1,0651<sup>13</sup>, ao mesmo tempo que a percentagem (em valor) de acções na sua carteira é de apenas 12,1%. Verifica-se também que este fundo deteve o menor número destes títulos, com uma média de 7 acções e tendo, inclusivamente, atingido o valor mínimo de apenas 1 acção! Associando estes dados, parece-nos não ser estranho o valor de *timing* (inferior) que obteve.

Por outro lado, o fundo **F6** apresenta um beta médio de apenas 0,7674 (com 73,8% destes com

<sup>13</sup> Repare-se que este fundo apresenta 54,8% das suas acções com betas superiores a 1,0 e apenas 16,1% com betas inferiores a 0,5 (anexo 2).

valor inferior a 1,0), enquanto a percentagem (em valor) de acções na sua carteira é de 25,9%. Relembrando que este fundo deteve o maior número total de acções, e observando o gráfico do anexo 4, verificamos que a sua forma é a que menos semelhanças apresenta com a evolução do índice (anexo 5). Desta forma, as decisões de *timing* deste gestor parecem ter sido em sentido contrário ao mercado, pelo que o valor de -4,570% conseguido nos pareça ter algum sentido. Da mesma forma, ao deter em simultâneo um máximo de 62 acções (o mais diversificado), parece que as actividades predominantes deste gestor foram no sentido de detectar títulos subavaliados (selectividade).

Os restantes fundos apresentam betas médios mais «equilibrados» com a percentagem (em valor) e número de acções que compõem as suas carteiras.

#### Análise para os subperíodos (1990-1992 e 1993-1994)

A escolha destes subperíodos de análise teve a ver, fundamentalmente, com a evolução do índice BVL ao longo dos cinco anos do período global<sup>14</sup>. Pretende-se assim comparar a *performance* dos gestores em épocas de «baixa» e «alta» do mercado. As estimativas de *performance* global, *timing* e selectividade são apresentadas nas tabelas 2 e 3 a seguir:

TABELA 2  
Resultados para o primeiro subperíodo  
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1992)

Fundos	P. global (percentagem)	t-stat	Timing (percentagem)	t-stat	Selectividade (percentagem)	t-stat
F1 .....	1,413	8,386	- 0,418	- 2,484	1,831	10,870
F2 .....	0,460	4,693	- 1,438	- 4,660	1,898	9,353
F3 .....	0,332	3,025	0,819	7,450	- 0,486	- 4,426
F4 .....	0,540	11,625	- 1,381	- 2,734	1,921	4,359
F5 .....	0,378	2,628	0,936	6,519	- 0,559	- 3,891
F6 .....	0,192	2,273	0,110	1,302	0,082	0,970

TABELA 3  
Resultados para o segundo subperíodo  
(Janeiro de 1993 a Dezembro de 1994)

Fundos	P. global (percentagem)	t-stat	Timing (percentagem)	t-stat	Selectividade (percentagem)	t-stat
F1 .....	0,106	0,295	0,726	2,015	- 0,620	- 1,719
F2 .....	- 0,229	- 0,778	- 3,131	- 10,632	2,902	9,854
F3 .....	0,224	0,763	1,231	4,185	- 1,007	- 3,422
F4 .....	- 0,209	- 1,875	- 1,053	- 9,461	0,845	7,586
F5 .....	- 0,424	- 1,015	- 1,206	- 2,889	0,782	1,874
F6 .....	- 0,110	- 0,859	- 0,841	- 6,552	0,730	5,694

Para o primeiro subperíodo, os resultados mostram que todos os fundos apresentam estimativas de *performance* global positivas, e estatisticamente significativas, evidenciando que, em média, estes fundos geraram rendibilidades superiores ao mercado. À excepção do fundo **F1**, cuja *performance* aumentou 0,609%, todos os outros valores são muito próximos dos obtidos para o período global. Contrariamente, verifica-se que a rendibilidade devido a actividades de *timing* sofreu alterações significativas, tendo as estimativas sido drasticamente reduzidas para os

fundos **F1**, **F2** e **F3**, e aumentadas no caso do fundo **F6**. Os restantes fundos apresentam valores idênticos aos obtidos anteriormente. As estimativas de selectividade sofreram, neste caso, alterações inversamente idênticas às do *timing*.

Para o segundo subperíodo verifica-se que, à excepção dos fundos **F1** e **F3**, os restantes fundos apresentam rendibilidades globais negativas (embora apenas um seja estatisticamente significativo), não tendo estes assim sido capazes de superar o mercado. Por seu lado, as

<sup>14</sup> Recorde-se que o índice BVL apresentou retornos médios (quinzenais) *negativos* para os anos de 1990, 1991 e 1992, conseguindo retornos *positivos* em 1993 e 1994 (v. anexo 5).



estimativas de *timing* tiveram um contributo decisivo para as *performances* negativas (ou muito baixas) obtidas pelos fundos, o que sugere que os seus gestores não tiveram capacidade de macroprevisão, embora demonstrem ter conseguido avaliar títulos subavaliados.

Torna-se curioso observar, uma vez mais, que as estimativas de *timing* do fundo **F4** são negativas para o período global e subperíodos, apesar deste apresentar o mais elevado nível médio de risco sistemático para os períodos em questão (ver anexo 2). Parece-nos, contudo, que tal facto se pode explicar através do montante, persistentemente reduzido, que este fundo investiu em acções. Assim, e embora aparentemente agressivo, este fundo refugiou-se constantemente em activos «isentos» de risco, tal como obrigações e títulos de participação sendo, desta forma e ao mesmo tempo, também o mais defensivo (ver anexos 3 e 3.1). Repare-se também que, à excepção do fundo **F6**, os restantes fundos apresentam uma componente accionista relativamente mais elevada no segundo subperíodo, i. e., a percentagem média de acções (em valor) na composição dos fundos é claramente superior no período em que o mercado esteve em «alta» (especialmente o ano de 1993), o que seria de esperar!

Em síntese, da observação das estimativas obtidas ao longo dos cinco anos em análise, a evidência empírica sugere que os gestores destes fundos têm uma melhor *performance* em épocas de «baixa» de mercado, o mesmo não se verificando para épocas de «alta», em que as capacidades de *timing* se mostram, na generalidade, significativamente negativas, o que ajuda a explicar as rendibilidades (em excesso) negativas que obtiveram nesse período.

Um outro aspecto de interesse, será analisar a correlação entre as estimativas de *timing* e selectividade. Por exemplo, Armada (1992)<sup>15</sup>, observou correlações de aproximadamente — 91,0%, para estimativas de *timing* e selectividade obtidas através da aplicação do modelo de Henriksson e Merton (1981) e de — 61,8%

quando aplicado o modelo de Lee e Rahman (1990). Tais resultados parecem indicar que, de uma forma geral, os gestores que tomam decisões correctas de *timing*, avaliam de forma errada os activos individuais, ou vice-versa.

No presente estudo, embora a dimensão da amostra não permita generalizar tais resultados, verifica-se no entanto um cenário idêntico, com a correlação das estimativas de *timing* e selectividade a apresentar valores negativos para todos os fundos e em todos os períodos. Uma explicação possível deste fenómeno foi dada por Armada (1992), embora continue a ser um *puzzle* na área das finanças empresariais.

#### Análise comparativa com estudos anteriores

Como referimos, Hwang (1988) foi o único, até agora, a aplicar a metodologia de Elton e Gruber (1991) a uma amostra de 5 fundos, para um período aproximado de quatro anos, em relação ao mercado dos Estados Unidos, tendo os resultados sido idênticos aos agora conseguidos. As estimativas de *performance* global apresentaram valores positivos, que variam entre 1,39% e 0,31%. Por outro lado, todos os fundos obtiveram estimativas de *timing* positivas, embora com valores muito reduzidos, variando entre 0,26% e 0,008%. A selectividade, ao ser calculada pela diferença entre o retorno global e o *timing*, apresenta valores positivos.

Um outro estudo, efectuado por Cortez (1993)<sup>16</sup>, aplicando as medidas tradicionais de Treynor (1965), Sharpe (1966), Jensen (1968) e as mais recentes de Pflleiderer e Bhattacharya (1983) [posteriormente melhoradas por Lee e Rahman (1990)], obteve estimativas de *performance* global e de selectividade negativas, tendo apenas um fundo<sup>17</sup> evidenciado capacidades de *timing*.

## 6 — Conclusão

Os resultados obtidos no presente estudo sugerem que, para o período global (Janeiro de 1990

<sup>15</sup> Num estudo que incluiu uma amostra de 141 fundos de investimento para o período de Fevereiro de 1979 a Fevereiro de 1990 em relação ao mercado do Reino Unido.

<sup>16</sup> O estudo em referência aplica as medidas acima descritas a uma amostra de sete fundos de investimento, em relação ao mercado português, para os períodos de Março de 1989 a Fevereiro de 1993. Note-se, uma vez mais, que seis desses fundos fazem também parte da nossa amostra.

<sup>17</sup> No nosso estudo, esse fundo corresponde ao **F4** que, curiosamente, foi o único a obter, em simultâneo, estimativas de *timing* negativas para o período global e subperíodos.



a Dezembro de 1994), estes fundos conseguiram rendibilidades globais positivas, superando desta forma o mercado. Por outro lado, as estimativas de *timing* mostram (à excepção de dois fundos) valores bastante favoráveis, evidenciando, desta forma, que a *performance* conseguida pelos gestores destes fundos parece dever-se, principalmente, à sua capacidade de antecipar os movimentos do mercado. Consequentemente, a selectividade apresenta valores muito baixos, o que parece mostrar que esses mesmos gestores foram incapazes de avaliar correctamente os títulos individuais, por forma a prever alterações nos seus preços.

Para o primeiro subperíodo (Janeiro de 1990 a Dezembro de 1992), considerado como mercado em «baixa», os resultados mostram que todos os fundos apresentam estimativas de *performance* global positivas, e estatisticamente significativas, evidenciando que, em média, estes fundos geraram rendibilidades superiores ao mercado. À excepção de um fundo, cuja *performance* aumentou significativamente, todos os outros valores são muito próximos dos obtidos para o período global. Contrariamente, verifica-se que a rendibilidade devida a actividades de *timing* sofreu alterações significativas.

Para o segundo subperíodo (Janeiro de 1993 a Dezembro de 1994), considerado como mercado

em «alta», verifica-se que à excepção de dois fundos, os restantes apresentam rendibilidades globais negativas, não tendo assim sido capazes de superar o mercado. Por seu lado, as estimativas de *timing* tiveram um contributo decisivo para as *performances* negativas (ou muito baixas) obtidas pelos fundos.

Neste contexto, e da observação das estimativas obtidas ao longo dos cinco anos em análise, a evidência empírica sugere que os gestores destes fundos parecem ter uma melhor *performance* em épocas de «baixa» de mercado, o mesmo não se verificando para épocas de «alta».

Por último, observamos que estes resultados são idênticos aos obtidos por Hwang (1988). Contudo os nossos resultados divergem dos de Cortez (1993), que obteve *performances* globais negativas, concluindo que as capacidades de *timing* (à excepção de um) e selectividade desses fundos eram inexistentes.

Em síntese, torna-se importante realçar que a aplicação da metodologia de Elton e Gruber (1991), ao utilizar informação adicional disponível sobre a composição das carteiras, parece tender a produzir estimativas de *performance* global e *timing* mais encorajadoras para a gestão profissional dos fundos, contrariamente às medidas que utilizam apenas as séries temporais de rendibilidades.

## ANEXO 1

### Sumário das características da base de dados

Nome do fundo	Total obs.	Média	Número de activos de risco		Total
			Max	Min	
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)					
F1 .....	120	26	37	17	92
F2 .....	120	29	36	19	97
F3 .....	120	31	43	19	80
F4 .....	120	7	23	1	42
F5 .....	120	27	35	18	83
F6 .....	120	41	62	12	111
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1992)					
F1 .....	72	23	27	17	67
F2 .....	72	31	35	26	82
F3 .....	72	32	43	26	61
F4 .....	72	7	23	2	33
F5 .....	72	29	35	22	67
F6 .....	72	46	62	39	93
(Janeiro de 1993 a Dezembro de 1994)					
F1 .....	48	30	37	19	63
F2 .....	48	26	36	19	51
F3 .....	48	22	28	19	46
F4 .....	48	7	15	1	18
F5 .....	48	24	29	18	58
F6 .....	48	26	41	12	61

## ANEXO 2

### Resumo do risco sistemático dos fundos

Betas	F1	F2	F3	F4	F5	F6
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)						
Média .....	0,8165	0,7779	0,7760	1,0651	0,8792	0,7674
D. padrão .....	0,4877	0,5773	0,5298	0,4754	0,4933	0,5039
$\beta < 0,5$ .....	26,2%	25,4%	35,4%	16,1%	25,8%	22,6%
$0,5 < \beta \leq 1$ .....	40,0%	40,3%	33,3%	29,0%	37,1%	51,2%
$\beta > 1$ .....	33,8%	34,3%	31,3%	54,8%	37,1%	26,2%
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1992)						
Média .....	0,8476	0,8480	0,9290	1,0430	0,9828	0,7908
D. Padrão .....	0,5374	0,6251	0,5645	0,4269	0,5476	0,4426
$b < 0,5$ .....	25,0%	28,3%	18,9%	7,7%	22,4%	12,7%
$0,5 < b \leq 1$ .....	45,5%	35,0%	45,9%	34,6%	34,7%	64,8%
$b > 1$ .....	29,5%	36,7%	35,1%	57,7%	42,9%	22,5%
(Janeiro de 1993 a Dezembro de 1994)						
Média .....	1,0367	0,9333	0,9141	1,2883	1,0338	0,9303
D. Padrão .....	0,5670	0,5729	0,6016	0,5272	0,6082	0,5548
$b < 0,5$ .....	23,9%	28,2%	35,3%	15,4%	28,3%	25,0%
$0,5 < b \leq 1$ .....	23,9%	30,8%	20,6%	7,7%	19,6%	36,5%
$b > 1$ .....	52,2%	41,0%	44,1%	76,9%	52,2%	38,5%

**ANEXO 3**
**Resumo do valor total das aplicações e das proporções investidas em activos de e sem risco**

(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)

(Em escudos)

Fundo		VTA	VASR		VAR	
F1 .....	Média .....	1 186 756 289	584 122 736	48,84%	602 633 553	51,16%
	Des. padrão .....	601 561 964	310 975 042	5,97%	301 673 396	5,97%
	Máx. ....	2 847 261 648	1 360 778 338	62,40%	1 486 483 310	67,94%
	Min. ....	551 263 032	206 404 253	32,06%	214 926 560	37,60%
F2 .....	Média .....	3 263 565 181	2 035 553 240	58,62%	1 228 011 940	41,38%
	Des. padrão .....	1 357 820 860	1 136 247 011	13,02%	310 795 931	13,02%
	Máx. ....	6 811 264 303	4 756 371 025	74,49%	2 083 197 153	68,90%
	Min. ....	1 833 163 113	610 473 725	31,10%	777 601 990	25,51%
F3 .....	Média .....	2 259 945 850	1 485 491 248	62,24%	774 454 602	37,76%
	Des. padrão .....	923 119 403	815 218 893	10,93%	178 887 889	10,93%
	Máx. ....	4 515 694 152	3 396 309 165	79,12%	1 119 384 987	63,93%
	Min. ....	709 929 296	436 487 844	36,07%	273 441 452	20,88%
F4 .....	Média .....	1 516 866 941	1 311 809 723	87,89%	205 057 218	12,11%
	Des. padrão .....	403 552 053	282 901 688	9,39%	186 735 709	9,39%
	Máx. ....	2 410 944 681	1 921 482 909	98,82%	750 761 810	32,02%
	Min. ....	1 010 586 809	748 237 809	67,98%	12 142 000	1,18%
F5 .....	Média .....	1 112 646 545	580 601 798	49,90%	532 044 747	50,10%
	Des. padrão .....	371 542 934	299 809 769	13,83%	172 084 661	13,83%
	Máx. ....	1 912 088 738	1 145 323 451	76,69%	979 297 700	74,51%
	Min. ....	616 667 544	230 924 121	25,49%	293 592 145	23,31%
F6 .....	Média .....	5 126 087 918	3 654 991 475	74,05%	1 471 096 443	25,95%
	Des. padrão .....	3 015 336 677	1 919 116 848	6,10%	1 118 842 679	6,10%
	Máx. ....	12 491 060 370	8 353 607 228	88,38%	4 147 363 385	37,02%
	Min. ....	1 436 078 759	1 190 532 815	62,98%	218 550 860	11,62%

VTA = valor total das aplicações do fundo.

 VASR = valor dos activos *sem* risco.

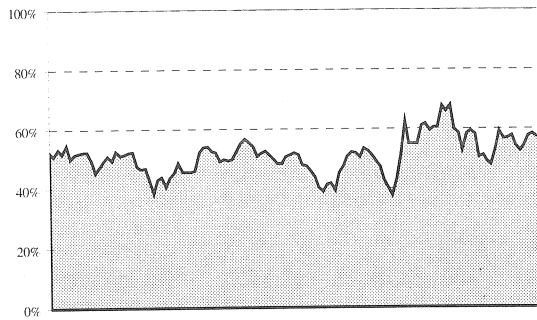
VAR = valor dos activos de risco.

**ANEXO 3.1**
**Percentagem (valor de mercado) de acções na composição dos fundos**

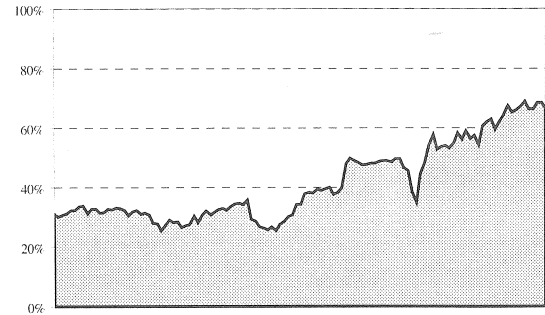
Valores	F1	F2	F3	F4	F5	F6
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)						
Média .....	51,2	41,4	37,8	12,1	50,1	25,9
D. padrão .....	5,9	13,0	10,9	9,3	13,8	6,1
Max .....	67,9	68,9	63,9	32,0	74,5	37,0
Min .....	37,6	25,5	20,9	1,2	23,3	11,6
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1992)						
Média .....	48,8	32,1	31,2	9,9	41,5	30,1
D. padrão .....	4,3	4,1	7,5	7,7	9,2	2,9
Max .....	56,7	47,9	45,6	31,1	55,8	37,0
Min .....	38,5	25,5	20,9	2,3	23,3	23,2
(Janeiro de 1993 a Dezembro de 1994)						
Média .....	54,7	55,3	47,5	15,4	63,0	19,7
D. padrão .....	6,4	8,4	7,2	10,5	8,2	3,9
Max .....	67,9	68,9	63,9	32,0	74,5	26,3
Min .....	37,6	34,8	35,3	1,2	46,3	11,6

ANEXO 4

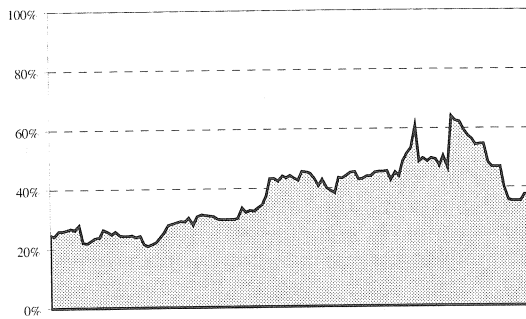
Percentagem (valor de mercado) de acções na composição dos fundos  
(Janeiro de 1990 a Dezembro de 1994)



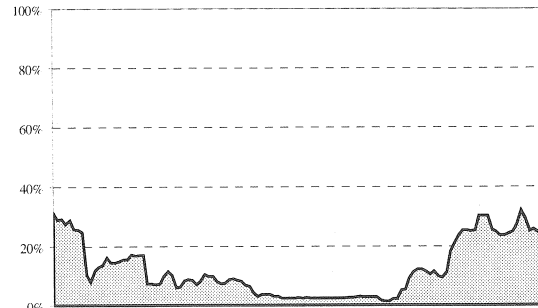
Fundo F1



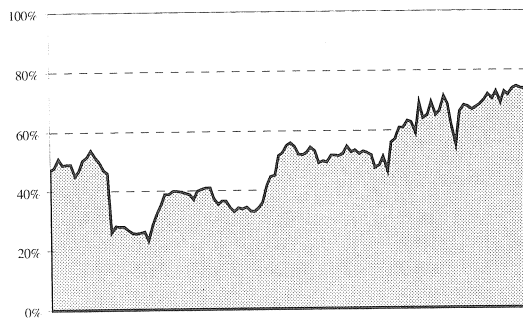
Fundo F2



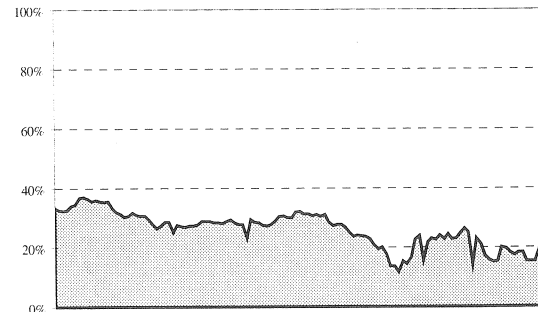
Fundo F3



Fundo F4



Fundo F5



Fundo F6

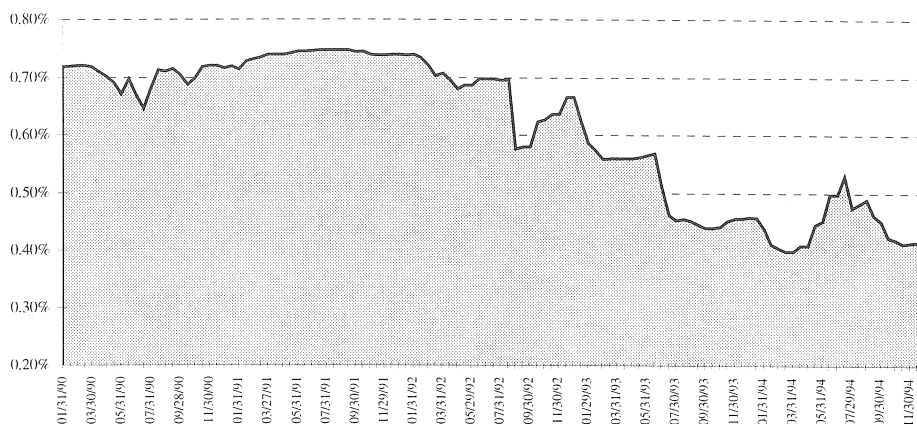
## ANEXO 5

### Valores médios quinzenais dos BT

(Em percentagem)

1990	1991	1992	1993	1994	1990-1994	1990-1992	1993-1994
0,70	0,74	0,67	0,51	0,44	0,61	0,71	0,47

### Evolução quinzenal dos BT

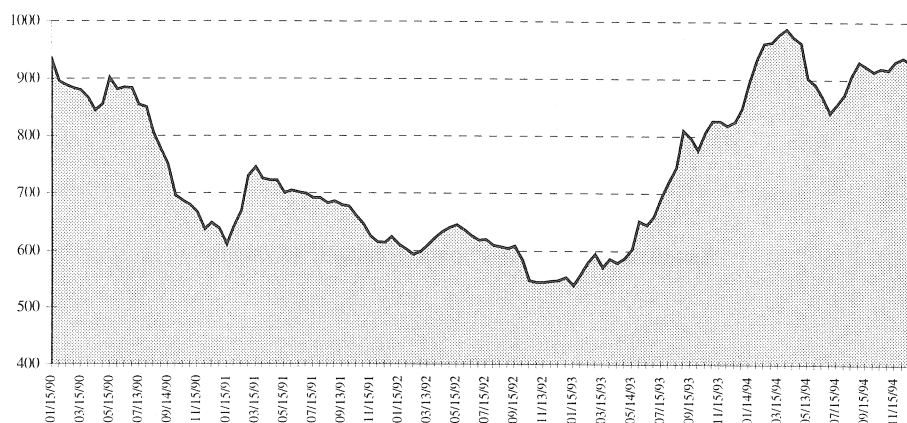


### Valores médios dos retornos quinzenais do Índice BVL

(Em percentagem)

1990	1991	1992	1993	1994	1990-1994	1990-1992	1993-1994
- 1,61	- 0,06	- 0,48	1,84	0,40	0,03	- 0,70	1,12

### Evolução quinzenal da cotação do índice BVL

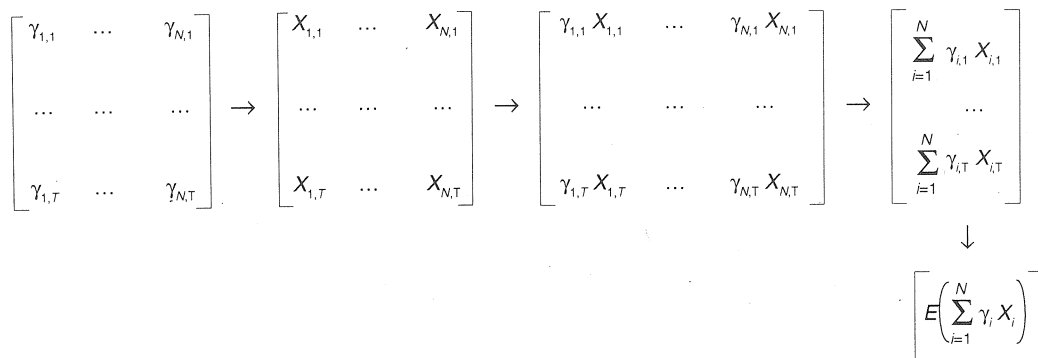


ANEXO 6.1

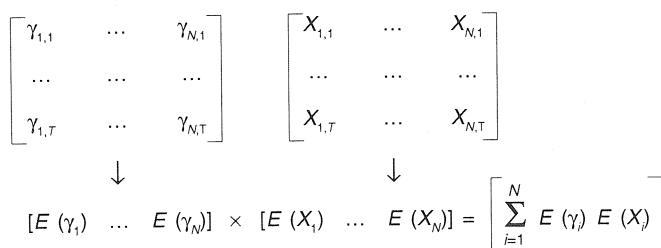
Esquema de "matrizes" para o cálculo da *performance* global

$$d_o = E \left( \sum_{i=1}^N \gamma_i X_i \right) - \sum_{i=1}^N E(\gamma_i) E(X_i)$$

1 — Cálculo de  $E \left( \sum_{i=1}^N \gamma_i X_i \right)$ :



2 — Cálculo de  $\sum_{i=1}^N E(\gamma_i) E(X_i)$ :



ANEXO 6.2

Esquema de "matrizes" para o cálculo do *timing*

$$d_t = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \text{COV} \left( \gamma_i, \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right)$$

1 — "Matriz"  $\left( \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right)$ :

$$\begin{bmatrix} - & \frac{\beta_1}{\beta_2} X_{2,1} & \dots & \frac{\beta_1}{\beta_{N-1}} X_{N-1,1} & \frac{\beta_1}{\beta_N} X_{N,1} \\ \frac{\beta_2}{\beta_1} X_{1,2} & - & \dots & \frac{\beta_2}{\beta_{N-1}} X_{N-1,2} & \frac{\beta_2}{\beta_N} X_{N,2} \\ \dots & \dots & - & \dots & \dots \\ \frac{\beta_{N-1}}{\beta_1} X_{1,T-1} & \frac{\beta_{N-1}}{\beta_2} X_{2,T-1} & \dots & - & \frac{\beta_{N-1}}{\beta_N} X_{N,T-1} \\ \frac{\beta_N}{\beta_1} X_{1,T} & \frac{\beta_N}{\beta_2} X_{2,T} & \dots & \frac{\beta_N}{\beta_{N-1}} X_{N,T} & - \end{bmatrix}$$

2 — "Matriz"  $\text{COV} \left( \gamma_i; \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right)$ :

$$\begin{bmatrix} - & \gamma_{1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_2} X_{2,1..T} & \dots & \gamma_{1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_{N-1}} X_{N-1,1..T} & \gamma_{1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_N} X_{N,1..T} \\ \gamma_{2,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_1} X_{1,1..T} & - & \dots & \gamma_{2,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_{N-1}} X_{N-1,1..T} & \gamma_{2,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_N} X_{N,1..T} \\ \dots & \dots & - & \dots & \dots \\ \gamma_{N-1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_1} X_{1,1..T} & \gamma_{N-1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_2} X_{2,1..T} & \dots & - & \gamma_{N-1,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_N} X_{N,1..T} \\ \gamma_{N,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_1} X_{1,1..T} & \gamma_{N,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_2} X_{2,1..T} & \dots & \gamma_{N,1..T}; \frac{\beta_{1..N}}{\beta_{N-1}} X_{N-1,1..T} & - \end{bmatrix}$$

3 — Cálculo de  $d_T = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \text{COV} \left( \gamma_i; \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right)$ :

$$\begin{bmatrix} \text{"Matriz"} \\ \text{COV} \left( \gamma_i; \frac{\beta_i}{\beta_j} X_j \right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_i^N \\ \dots \\ \sum_i^N \end{bmatrix} \downarrow \begin{bmatrix} \sum_i \end{bmatrix} \bigvee (N-1) = d_T$$

ANEXO 7  
Robust regression

A *robust regression* foi sugerida por Rousseeuw (1984) e mais recentemente por Rousseeuw e Zomeren (1990) a fim de tratar os *outliers*, a qual concebe estimadores que amortecem o impacto dos pontos que seriam, de outra forma, altamente influenciáveis. Na prática, esta regressão é corrida começando por calcular a *least median squares* (LMS), o que corresponde a minimizar a mediana de  $r_i^2$  ( $i = 1, \dots, N$ ); onde  $r_i^2$  é o resíduo da  $i$ ésima observação.

De seguida, os outliers podem ser identificados como sendo os pontos mais distantes deste ajuste robusto, i. e., pontos com elevados resíduos (positivos ou negativos). Contudo, em geral,  $Y_i$  (assim como os resíduos) pode ser expresso em qualquer unidade de medida, pelo que para decidir se um dado resíduo  $r_i$  é «elevado», é necessário compará-lo com uma estimativa  $\sigma$  da escala de erro. Para a LMS podemos utilizar o seguinte procedimento [Rousseeuw e Zomeren

(1990)]: primeiro calculamos uma estimativa de escala preliminar  $S^0$  baseada no valor da função objectivo e multiplicada por um factor de correcção finito, de acordo com a seguinte expressão:

$$S = C \sqrt{\text{mediana } r_i^2}$$

com  $C = 1,4826 \left( 1 + \frac{5}{N-p} \right)$ .

Onde  $r_i$  é o resíduo da observação  $i$ , baseado na LMS e  $C$  o acima mencionado factor de correcção, o qual depende do número de observações  $N$  assim como do número de parâmetros  $p$ . O factor 1,4826 foi escolhido por forma a alcançar distribuições (gaussianas) de erro consistentes [Rousseeuw (1984)]. De seguida, com esta estimativa de escala preliminar, os resíduos padronizados  $r_i/S^0$  são calculados e usados para determinar o peso  $w_i$  para a  $i$ ésima



observação, assim como calcular a estimativa da *escala final*  $\sigma^*$  para a regressão LMS, conforme se mostra abaixo <sup>18</sup>:

$$W_i = \begin{cases} 1 & \text{se } |r_i/S^0| \leq 2,5 \\ 0 & \text{se } |r_i/S^0| > 2,5 \end{cases} \quad \sigma^* = \sqrt{\left( \sum_{i=1}^N W_i r_i^2 \right) / \left( \sum_{i=1}^N W_i - p \right)}$$

A vantagem desta fórmula reside no facto dos *outliers* não continuarem a influenciar a estimativa da escala. Agora, se o resíduo padronizado  $|r_i/S^0|$  for elevado ( $>2,5$ ), a observação  $i$  será desprezada porque é considerada como um *outlier*.

Finalmente, por forma a aperfeiçoar a regressão LMS e para obter, por exemplo, estimativas padrão para valores de  $t$  e intervalos de confiança, podemos utilizar a designada regressão *reweighted least squares* (RLS), o que corresponde a minimizar a soma do quadrado dos resíduos multiplicados por um peso  $w_i$ :

$$\text{Minimizar } \sum_{i=1}^N W_i r_i^2$$

Os pesos são determinados pelo processo descrito acima, mas com a estimativa da escala final  $S^*$  em substituição de  $S^0$ . O efeito dos pesos, os quais podem apenas assumir os valores de 0 ou 1, é idêntico a eliminar as casos para os quais  $w_i$  é igual a zero. Portanto, a RLS pode ser vista como a regressão OLS num contexto em que o conjunto de dados é «reduzido», consistindo *apenas* naquelas observações que são ponderadas com um peso diferente de 0. Dado que este conjunto «reduzido» de dados já não contém *outliers* (na regressão), as estatísticas (e inferências) são mais fiáveis e robustas do que as associadas com a regressão LS em todo o conjunto de dados.

De referir que a consideração dos *outliers* e a aplicação da *robust regression* na obtenção de estimativas de *timing* e selectividade na gestão de carteiras de investimento, *nunca* foi aplicada em Portugal e apenas uma vez, tanto quanto sabemos, noutro mercado [Reino Unido, Armada (1992)].

<sup>18</sup> A margem de 2,5 é, evidentemente, arbitrária mas bastante razoável, dado que num contexto gaussiano existirão muito poucos resíduos superiores a 2,5 s.

## Bibliografia

- ADMATI, A., e ROSS, S. (1985) — «Measuring investment performance in a rational expectations equilibrium model», *Journal of Business*, LVIII, 1, 1-26.
- ALEXANDER, G. J., e STOVER, R. D. (1980) — «Consistency of mutual fund performance during varying market conditions», *Journal of Economics and Business*, 219-226.
- ARMADA, M. R. (1992) — «On the investigation of timing and selectivity in portfolio management», Ph. D. Dissertation (December), Manchester Business School.
- BROWN, K. C., e BROWN, G. D. (1987) — «Does the composition of the market portfolio really matter?», *Journal of Portfolio Management*, 26-32.
- CHANG, E. C., e LEWELLEN, W. G. (1985) — «An arbitrage pricing approach to evaluating mutual fund performance», *Journal of Financial Research*, VIII, 1 (Spring), 15-30.
- CHEN, C. R., e STOCKUM, S. (1986) — «Selectivity, market timing, and random beta behaviour of mutual funds: a generalised model», *Journal of Financial Research*, IX, 1 (Spring), 87-96.
- CORNELL, B. (1979) — «Asymmetric information and portfolio performance measurement», *Journal of Financial Economics* 7, 381-390.
- CORTEZ, M. R. (1993) — «Sobre a avaliação da performance de fundos de investimento», tese de mestrado em Gestão, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.
- DHRYMES, P. J., FRIEND, I., e GULTEKIN, N. B. (1984) — «A critical re-examination of the empirical evidence on the arbitrage pricing theory», *Journal of Finance*, XXXIX, 2 (June), 323-346.
- DHRYMES, P. J., GULTEKIN, N. B., e GULTEKIN, M. N. (1985) — «An empirical examination of the implications of arbitrage pricing theory», *Journal of Banking and Finance*, 9, 1 (March), 73-99.
- DYBIVIG, P. H., e ROSS, S. A. (1985) — «Differential information and performance measurement using a security market line», *Journal of Finance*, XL, 2, 383-398.
- ELTON, E. J., e GRUBER, M. J. (1991) — «Differential information and timing ability», *Journal of Banking and Finance*, 15, 117-131.
- FABOZZI, F. J., e FRANCIS, J. C. (1979) — «Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination», *Journal of Finance*, XXXIV, 5, 1243-1250.
- FABOZZI, F. J., e FRANCIS, J. C. (1980) — «Stability of mutual fund systematic risk statistic», *Journal of Business Research*, 8, 263-275.
- FAMA, E. F. (1972) — «Components of investment performance», *Journal of Finance*, XXVII, 3 (June), 551-567.
- FERGUSON, R. (1980) — «Performance measurement doesn't make sense», *Financial Analysts Journal* (May-June), 59-69.
- (1986) — «The trouble with performance measurement», *Journal of Portfolio Management* (Spring), 4-9.
- FIELITZ, B. D., e GREENE, M. T. (1980) — «Shortcomings in portfolio evaluation via MPT», *Journal of Portfolio Management*, 13-19.
- GANDHI, D. K., SAUNDERS, A., WOODWARD, R., e WARD, C. R. (1981) — «The British investor's gains from international portfolio investment», *Journal of Banking and Finance*, 5, 155-165.
- GRANT, D. (1977) — «Portfolio performance and the 'cost' of timing decisions», *Journal of Finance*, XXXII, 3 (June), 837-845.
- (1978) — «Market timing and portfolio management», *Journal of Finance*, XXXIII, 4 (September), 1119-1131.
- GRINBLATT, M., e TITMAN, S. (1993) — «Performance measurement without benchmarks: an examination of mutual fund returns», *Journal of Business*, 66, 1, 47-68.
- HANOCH, G., e LEVY, H. (1969) — «The efficient analysis of choice involving risk», *Review of Economic Studies*, XXXVI, 3, 25-34.
- HENRIKSSON, R., e MERTON, R. (1981) — «On market timing and investments performance II», *Journal of Business*, 54, 513-533.
- HADAR, Josef, e RUSSEL, William R. (1969) — «Rules for ordering uncertain prospects», *The American Economic Review*, XLIX (March), 25-34.
- HWANG, Sun-Wung (1988) — «Information quality and portfolio performance measures: the degree of robustness and empirical evidence», Ph. D. Dissertation, New York University.
- JEAN, W. H. (1971) — «The extension of portfolio analysis to three or more parameters», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, VI, 505-515.
- (1978) — «Completely monotonic risk aversion stochastic dominance» (working paper), The University of Alabama.
- JENSEN, M. C. (1968) — «The performance of mutual funds in the period 1945-1964», *Journal of Finance*, XXIII (May), 389-416.
- (1972) — «Optimal utilisation of market forecasts and the evaluation of investment performance», in *Mathematical Models in Investment and Finance*, edited by Szego and Shell, North-Holland Press, 310-335.
- KLEMOSKY, R. C., e MANESS, T. S. (1978) — «The predictability of real portfolio risk levels», *Journal of Finance*, XXXIII, 631-639.
- KON, S. J., e JEN, F. C. (1978) — «Estimation of the time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolios: an application of switching regression», *Journal of Finance*, XXXIII, 2 (May), 457-475.
- (1979) — «The investment performance of mutual funds: an empirical investigation of timing, selectivity and market efficiency», *Journal of Business*, LXII, 2 (April), 263-289.
- LEE, C. F., e JEN, F. C. (1978) — «Effects of measurement errors on systematic risk and performance measure of a portfolio», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (June), 299-312.
- LEE, C. F., e RAHMAN, S. (1990) — «Market timing, selectivity, and mutual fund performance: an empirical investigation», *Journal of Business*, LXIII, 2, 261-278.
- LEHMANN, B. N., e MODEST, D. M. (1987) — «Mutual fund performance evaluation: a comparison of benchmarks and benchmark comparisons», *Journal of Finance*, XLII, 2 (June), 233-265.
- LEVY, H. (1981) — «The CAPM and the investment horizon», *Journal of Portfolio Management* (Winter), 32-40.
- (1984) — «Measuring risk and performance over alternative investment horizons», *Financial Analysts Journal*, 61-68.
- LINTNER, J. (1965) — «The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets», *Review of Economics and Statistics*, XLVII, 1 (February), 13-37.
- MORRIS, R. C., e POPE, P. F. (1981) — «The Jensen measure of portfolio performance in an arbitrage pricing theory context», *Journal of Business Finance and Accounting*, 8, 203-221.

- QUIRK, J., e SAPOSNIK, R. (1962) — «Admissibility and measurable utility functions», *Review of Economic Studies*, xxix, 67, 79, 140-146.
- PEASNELL, K. V., SKERRATT, L. C. L., e TAYLOR, P. A. (1979) — «An arbitrage rationale for tests of mutual fund performance», *Journal of Business Finance and Accounting*, 6, 373-400.
- PFLEIDERER, P., e BHATTACHARYA, S. (1983) — «A note on performance evaluation», *Technical Report n.º 714*, Graduate School of Business, Stanford University (October), 23 pages.
- ROLL, R. (1977) — «A critique of the asset pricing theory's tests. Part I — On past and potential testability of the theory», *Journal of Financial Economics*, 4, 2 (March), 129-176.
- (1978) — «Ambiguity when performance is measured by the securities market line», *Journal of Finance*, xxxiii, 4 (September), 1051-1064.
- (1979) — «A reply to Mayers and Rice (1979)», *Journal of Financial Economics*, 7, 391-400.
- (1980) — «Performance evaluation and benchmark errors (I)», *Journal of Portfolio Management*, 5-12.
- (1981) — «Performance evaluation and benchmark errors (II)», *Journal of Portfolio Management*, 17-22.
- ROSS, S. A. (1976) — «The arbitrage theory of capital asset pricing», *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- (1977) — Risk, return and arbitrage», in *Risk and Return in Finance*, Friend & Bicksler ed., MA, 189-218.
- ROUSSEEUW, P. J. (1984) — «Least median of squares regression», *American Statistical Association Journal*, 79, n.º 388, 871-880.
- ROUSSEEUW, P. J., e ZOMEREN, Bert Van (1990) — «Unmasking multivariate outliers and leverage points», *American Statistical Association Journal*, 85, n.º 411 (September), 633-639.
- SAUNDERS, A., WARD, C., e WOODWARD, R. (1980) — «Stochastic dominance and the performance of UK Unit Trusts», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, xv, n.º 2 (June), 323-330.
- SHARPE, W. F. (1964) — «Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk», *Journal of Finance*, xix, 3, 425-442.
- (1966) — «Mutual fund performance», *Journal of Business*, xxxix, 1, part II (January), 119-138.
- TREYNOR, J. L. (1965) — «How to rate management of investment funds», *Harvard Business Review*, 43, 63-75.
- TREYNOR, J. L., e MAZUY, K. K. (1966) — «Can mutual funds outguess the market?», *Harvard Business Review*, 44, 131-136.