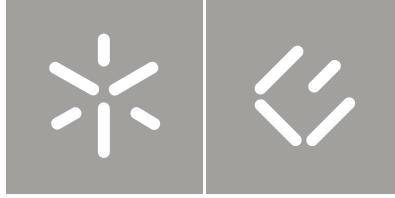




Universidade do Minho  
Escola de Economia e Gestão

Mariana de Castro Pais

Avaliação da Capacidade de *Timing* e  
Seletividade de Fundos de Obrigações  
espanhóis e italianos



Universidade do Minho  
Escola de Economia e Gestão

Mariana de Castro Pais

Avaliação da Capacidade de *Timing* e  
Seletividade de Fundos de Obrigações  
espanhóis e italianos

Tese de Mestrado  
Mestrado em Finanças

Trabalho efectuado sob a orientação do  
Professora Doutora Florinda Conceição Cerejeira  
Campos da Silva

## Resumo

Este trabalho debruça-se sobre a avaliação do desempenho dos fundos de obrigações de 2 países da Europa do Sul: a Itália e a Espanha.

Para a análise do desempenho dos fundos foi avaliada a capacidade dos gestores em superar o índice de mercado, para isso foi utilizado a Medida de Jensen (1968). No sentido de melhorar a avaliação do desempenho foi utilizado o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), que permite avaliar as principais capacidades: a capacidade de seletividade e a de *timing*. Para os dois modelos de desempenho anteriormente referidos, foram utilizadas a abordagem não condicional e a abordagem condicional desenvolvidas por Ferson e Schadt (1996).

Os resultados obtidos através da Medida de Jensen (1968) indicam que a maioria dos fundos de obrigações dos dois países não consegue superar a carteira de referência, independentemente da abordagem utilizada.

Em relação ao Modelo Treynor e Mazuy (1966), independentemente da abordagem utilizada, verificamos que em relação à capacidade de seletividade, a grande parte dos fundos de obrigações espanhóis e italianos apresentam estimativas negativas e estatisticamente significativas.

Em relação à capacidade de *timing*, a abordagem não condicional revela que a maioria dos fundos de obrigações, de ambos os países, apresentam estimativas estatisticamente não significativas. Contudo, para uma das carteiras dos fundos de obrigações italianos de médio e longo prazo analisada existe alguma evidência de capacidade de *timing*, mas com a alteração da carteira de mercado deixa de aparecer essa evidência.

Quando utilizamos a abordagem condicional do Modelo de Treynor e Mazuy (1966), grande parte dos fundos de obrigações de ambos os países apresentam capacidade de *timing* neutro. Contudo, as estimativas de *timing* para os fundos de obrigações espanhóis permitem observar melhorias.

## **Abstract**

This work deals with the evaluation of the performance of bond funds of 2 countries of southern Europe: Italy and Spain.

For the analysis of the performance of the funds it was assessed the ability of managers to outperform the market index and for this it was used the Jensen Measure (1968). To improve the performance assessment it was used the Treynor and Mazuy Model (1966), which allows to evaluate the main abilities: the ability of selectivity and of timing. For the two performance models mentioned above, unconditional the conditional approaches developed by Ferson and Schadt (1996) were used.

The results obtained by Jensen Measure (1968) indicate that most bond funds of both countries can't overcome the reference portfolio, regardless of the approach used.

In relation to the Treynor and Mazuy Model (1966), regardless of the approach used, and in relation to the ability of selectivity, it is shown that the majority of Spanish and Italian bond funds have negative and statistically significant estimates.

With regard to timing ability, the unconditional approach show that most bond funds, from both countries, present estimates statistically not significant. However, for one of the Italian bond fund portfolios of medium and long term there is some evidence of ability to timing, but the change of the market portfolio fails to present this evidence.

When we use the conditional approach of Treynor and Mazuy Model (1966), most bond funds from both countries present neutral ability to timing. However, estimates of ability to timing for the Spanish bond funds one can observe improvements.

## Índice de Tabelas

1. Introdução	1
2. Revisão da Literatura	5
2.1. Avaliação de Desempenho de Carteira de Obrigações	5
2.2. Capacidade de <i>Timing</i>	11
2.3. Avaliação da Capacidade de <i>Timing</i> para Carteiras de Fundos de Obrigações	16
2.4. Abordagem Condicional	19
2.5. Abordagem Condicional para Fundos de Obrigações	23
3. Metodologia	26
4. Descrição de dados	30
5. Análise Empírica	39
6. Conclusões, as Limitações deste Estudo e Possíveis Linhas de Investigação Futura	69
Referências	72
Apêndices	83

## Índice de Tabelas

<b>Tabela 1</b> – Estatísticas referentes às rendibilidades em excesso das carteiras de fundos espanhóis para o período fevereiro de 2001 a dezembro de 2009.	34
<b>Tabela 2</b> – Estatísticas referentes às rendibilidades em excesso dos fundos de obrigações italianos para o período fevereiro de 2001 a dezembro de 2009.	34
<b>Tabela 3</b> – Estatísticas referentes ao prémio de mercado.	35
<b>Tabela 4</b> – Estatísticas referentes às variáveis informação, usando variáveis de <i>stochastically detrended</i> e sob a forma de desvio.	38
<b>Tabela 5</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis.	41
<b>Tabela 6</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos.	42
<b>Tabela 7</b> – Estimativas obtidas para a Media de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis, com uma carteira de mercado alternativa.	43
<b>Tabela 8</b> – Estimativas obtidas para a Media de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos, com uma carteira de mercado alternativa.	44
<b>Tabela 9</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis.	45
<b>Tabela 10</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos.	46
<b>Tabela 11</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para carteiras de fundos de obrigações espanhóis com uma carteira de mercado alternativa.	47
<b>Tabela 12</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para carteiras de fundos de obrigações italianos com uma carteira de mercado alternativa.	48

<b>Tabela 13</b> – Regressões das rendibilidades em excesso do mercado com as variáveis condicionais <i>stochastically detrended</i> .	50
<b>Tabela 14</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis.	61
<b>Tabela 15</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos.	62
<b>Tabela 16</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis usando carteira de mercado alternativa.	63
<b>Tabela 17</b> – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos usando carteira de mercado alternativa.	64
<b>Tabela 18</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis.	65
<b>Tabela 19</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos.	66
<b>Tabela 20</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis usando carteira de mercado alternativa.	67
<b>Tabela 21</b> – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos usando carteira de mercado alternativa.	68

# 1. INTRODUÇÃO

Os fundos de investimento são constituídos por valores recebidos de um conjunto de aforradores que pretendem aplicar as suas poupanças nos mercados financeiros.

Ao agregar poupanças de vários investidores, os fundos de investimento permitem, a cada participante, beneficiar de vantagens a que os investidores, dificilmente, teriam acesso de forma individual. Entre os benefícios oferecidos pelos fundos de investimento, para o investidor, podem ser citados: a diversificação do risco, pelos montantes que movimentam os fundos pode investir nos diferentes mercados, sectores e empresas, tornando-se menos sensível ao desempenho negativo de um título ou sector ou mercado particular; os fundos são geridos por profissionais qualificados, que acompanham constantemente os mercados financeiros, analisando tendências e identificando oportunidades de investimento; são instrumentos de elevada liquidez dado que não são necessários, normalmente, mais do que três dias úteis para efetuar essa conversão e a entidade gestora, em virtude dos elevados montantes sob gestão, dispõe de um poder negocial que lhe permite realizar operações mais favoráveis que os investidores individuais e reduzir as comissões pagas aos intermediários financeiros.

A avaliação de desempenho é uma questão importante na hora de escolher em quais os fundos em que se deve investir. A avaliação do desempenho de fundos de investimento é uma das áreas que tem recebido grande atenção por parte da literatura financeira. A nível europeu, os estudos realizados nesta área são limitados. Muitos dos estudos realizados sobre a avaliação do desempenho de fundos de investimento estão concentrados na realidade norte-americana. Isso acontece devido ao facto de os dados históricos estarem mais facilmente acessíveis. Existem alguns estudos que analisam o desempenho dos fundos europeus, mas a maioria analisa os países isoladamente. Para o desempenho de fundos de ações podemos encontrar alguns estudos, como por exemplo, o trabalho realizado por Cesari e Panetta (2002) que avaliam o desempenho de fundos de ações italianos; Christensen (2005) que analisa o desempenho de fundos de investimentos dinamarqueses e Romacho e Cortez (2005) que avaliam o desempenho de fundos de ações portuguesas. Apesar de a maioria dos estudos analisar os fundos de investimento para apenas um país, existem alguns exemplos de trabalhos que analisam um conjunto de países. Um desses estudos foi elaborado por Otten e Bams (2002),



considerado um dos estudos sobre fundos de ações de vários países europeus (mais precisamente para os fundos alemães, italianos, holandeses e britânicos).

Embora a maioria dos estudos existentes esteja focado na avaliação de desempenho de fundos de ações, esta dissertação vai avaliar o desempenho de fundos de obrigações. Os fundos de obrigações, tal como o nome indica, são fundos mobiliários que investem o seu património em obrigações, quer estas sejam representativas de dívida pública, ou emitidas por empresas. O número de estudos realizados para a análise de fundos de obrigações é reduzido se tivermos em conta a sua importância na economia (Ferson, Henry e Kisgen, 2006).

Blake, Elton e Gruber (1993) apontam outras razões para estudar os fundos de obrigações, para além de haver poucos estudos sobre esse tipo de fundos. Segundo estes autores, existem poucos fatores que afetam os fundos de obrigações e, portanto, a possibilidade de medir e compreender o seu desempenho são maiores. A evidência empírica indica que a rentabilidade das obrigações pode ser explicada por não mais do que 3 fatores, enquanto muitos estudos relativos a ações apontam para a necessidade de 5 a 7 fatores.

Através de dados obtidos na *European Fund and Asset Management Association* (EFAMA), no final de 2009, cerca de 20% do total líquido de ativos na Europa foram aplicados em fundos de obrigações. No caso do mercado espanhol e italiano a percentagem do total de ativos investidos em fundos de obrigações representou, no final de 2009, cerca de 45% e 35%, respetivamente<sup>1</sup>.

Silva, Cortez e Armada (2003) realizaram um dos poucos estudos sobre fundos de obrigações europeus (para fundos italianos, franceses, alemães, espanhóis, britânicos e portugueses).

A maior dificuldade na avaliação de desempenho da carteira é que a sua média de rentabilidade deve ser ajustada ao risco. A maneira mais simples para ajustar as rentabilidades para o risco da carteira é comparar as taxas de rentabilidade com as de outros fundos de investimentos, com características similares de risco.

As medidas de desempenho ajustadas pelo risco, com o uso de critérios de média e variância, obtidos simultaneamente com o modelo de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968) reconheceram imediatamente as implicações do CAPM para a classificação do desempenho dos gestores. Em pouco

---

<sup>1</sup> Dados tirados através da página Web da *European Fund and Asset Management Association* ([www.efama.org/index2.php?option=com\\_docman&task=doc\\_view&gid=1173&Itemid=-99](http://www.efama.org/index2.php?option=com_docman&task=doc_view&gid=1173&Itemid=-99))

tempo foram realizados muitos trabalhos de investigação académica sobre medidas de desempenho dos fundos de investimentos. Contudo, estas medidas possuem um problema. As técnicas de ajuste de risco pressupõem que o desvio-padrão e/ou beta da carteira é constante ao longo do tempo.

Embora o desempenho global tenha sido um dos temas dominantes, muitos dos trabalhos nesta área procuram investigar a avaliação do desempenho tentando distinguir a capacidade do gestor em prever os preços dos títulos individuais (*seletividade*), da capacidade em antecipar os movimentos do mercado em geral (*timing*).

Na segunda metade do séc. XX começaram a aparecer alguns modelos que poderiam ajudar os investidores a avaliar a capacidade de seletividade e de *timing* dos gestores de fundos de investimentos.

O Modelo de Treynor e Mazuy (1966) e o modelo de Henrikson e Merton (1981) são os modelos mais utilizados para a avaliação das capacidades dos gestores. Porém, existem outros modelos que avaliam a capacidade de *timing*, como por exemplo, a técnica usada pelo estudo de Fama (1972).

Este trabalho debruça-se sobre a avaliação do desempenho dos fundos de obrigações de 2 países da Europa do Sul: a Itália e a Espanha.

Para a análise do desempenho dos fundos foi avaliada a capacidade dos gestores em superar o índice de mercado, para isso foi utilizado a Medida de Jensen (1968). No sentido de melhorar a avaliação do desempenho foi utilizado o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), que permite avaliar as principais capacidades: a capacidade de seletividade e de *timing*. Para os dois modelos de desempenho anteriormente referido, foi utilizada a abordagem não condicional e a abordagem condicional desenvolvida por Ferson e Schadt (1996).

Os resultados obtidos, através da Medida de Jensen (1968), indicam que a maioria dos fundos de obrigações dos dois países não consegue superar a carteira de referência, independentemente da abordagem utilizada.

Os resultados obtidos através do Modelo Treynor e Mazuy (1966), concluímos que, em geral, para os ambos os países, a maioria dos fundos de obrigações apresentam desempenho de fundos de obrigações seletividade negativo, independentemente da abordagem utilizada.

Em relação à capacidade de *timing* dos gestores de fundos de obrigações, para ambos os países, a maioria dos fundos de obrigações apresentam desempenho neutro, quando utilizamos a abordagem não condicional.

Quando utilizamos a abordagem condicional, as estimativas de *timing* melhoram, contudo essa melhoria está presente sobretudo nos fundos de obrigações espanhóis. Em relação aos resultados obtidos para os fundos de obrigações italianos, verificamos que na sua maioria as estimativas de *timing* pioram. Todavia, foi possível encontrar, embora que pequena, evidência de capacidade de *timing* para os gestores destes fundos (encontrando sobretudo para os fundos obrigações italianos de médio e longo prazo quando usado como carteira de mercado o *FTSI Global IT Government 7-10 years*).

Esta dissertação está dividida em 6 secções. Na segunda secção é efetuada a revisão da literatura sobre a avaliação de desempenho de fundos de investimento, na qual iremos focar nos fundos de obrigações. Na terceira secção descrever a metodologia utilizada no estudo. Na quarta secção apresenta-se a descrição dos dados. Na quinta secção apresenta-se e discutem-se os resultados obtidos. E por fim, na última secção apresenta-se as principais conclusões, as limitações deste estudo e possíveis linhas de investigação futura.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta secção pretende-se focar a atenção na problemática da avaliação do desempenho de fundos de investimento, particularmente de fundos de obrigações.

Os fundos de obrigações investem num conjunto alargado de instrumentos de dívida. Entre dívida dos governos, dívidas de empresas, hipotecas e instrumentos de dívidas de outros países, fornecem grandes oportunidades aos gestores de fundos de obrigações podem seleccionar ativos com diferentes tipos de risco. A quantidade de estudos académicos que se dedicam ao desempenho de fundos de obrigações é muito pequeno se comparamos com a sua importância dos fundos de obrigações na economia.

### 2.1. AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO DE CARTEIRA DE OBRIGAÇÕES

A avaliação do desempenho das carteiras evoluiu consideravelmente ao longo da segunda metade do século XX, especialmente com a aceitação da Teoria Moderna do Portfólio desenvolvida por Markowitz (1952). Markowitz, na obra *Portfolio Selection*, em 1952, foi o primeiro a pôr em relevo a aplicação de cálculos matemáticos à seleção de carteiras de investimento. Markowitz (1952), chamou a atenção para a prática comum da diversificação das carteiras, e mostrou como um investidor pode reduzir o desvio-padrão da rendibilidade da carteira através da escolha de ações cujas oscilações não sejam exatamente paralelas. Mas Markowitz não se ficou por aqui, desenvolveu ainda princípios básicos da formação de uma carteira. Esses princípios constituem a base de quase tudo o que há a dizer sobre a relação entre o risco e a rendibilidade. Baseado no trabalho de Markowitz (1952), o modelo de CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) foi desenvolvido, de forma independente, por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

O CAPM é a peça central da economia financeira moderna. Através deste modelo é possível estabelecer uma relação entre a rendibilidade esperada e o beta.

Segundo o CAPM, a taxa de rendibilidade esperada pelos investidores é igual à soma da taxa isenta de risco com o beta multiplicado pelo prémio de risco do mercado.

O CAPM parte de um conjunto de pressupostos, dos quais se devem destacar os seguintes: os investidores são racionais e estão dispostos a aceitar taxas de rendibilidade esperadas como medidas de compensação do risco; os investidores são avessos ao risco, ou seja, desejam que este seja o mínimo possível; os mercados são competitivos; há um

grande número de vendedores e compradores que não têm poder para influenciar individualmente o mercado. Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1968)<sup>2</sup> foram rápidos em reconhecer a importância deste modelo para a classificação do desempenho dos gestores.

Através de um artigo publicado por Ross, em 1976, foi desenvolvida uma alternativa ao CAPM, denominada teoria da valorização por arbitragem (APT). O APT pressupõe que as rendibilidades dos títulos são geradas por uma série de fatores sectoriais e gerais de mercado.

Como já foi referido anteriormente, o estudo do desempenho de fundos de investimento é uma área muito estudada no mundo das finanças. Contudo, os estudos relacionados com a avaliação do desempenho de fundos de obrigações têm sido esquecidos pelos trabalhos académicos, e esse problema é referido por muitos autores.

O desenvolvimento do mercado de obrigações mudou drasticamente, principalmente na década de 80, devido ao aumento das taxas de juro e a uma crescente volatilidade dos títulos. O desenvolvimento do mercado de obrigações criou a necessidade de encontrar técnicas que ajudassem os investidores a avaliar o desempenho dos gestores de carteiras de obrigações.

Wagner e Tito (1977) elaboraram o primeiro estudo sobre o desempenho de carteiras de fundos de obrigações, usando uma medida *single-index* (usando uma técnica semelhante à da avaliação de carteiras de ações). Os autores avaliaram o desempenho de um fundo de obrigações tendo utilizado a medida de duração de um único índice e a volatilidade dos preços em relação às taxas de juro como medida de risco.

Cornell e Green (1991) examinaram o desempenho dos fundos de obrigações de baixo *rating* (*low-grade bond funds*), de janeiro 1960 a dezembro de 1989. Os autores, utilizaram um modelo de dois fatores ajustado ao risco e concluíram que as rendibilidades obtidas pelos fundos de obrigações de baixo *rating* não são estatisticamente diferentes das rendibilidades obtidas pelas obrigações de elevado *rating*.

Gudikunst e Mccarthy (1992) investigam o desempenho de uma amostra de fundos de obrigações, mais precisamente de 25 fundos de obrigações, ao longo de 14 anos para explorara os fatores que explicam a formação de rendibilidades em excesso das carteiras de obrigações. Os autores, analisaram a função geradora de rendimento das

---

<sup>2</sup> A Medida de Jensen (1968) vai ser descrita mais detalhadamente na secção da metodologia.

carteiras de obrigações usando uma combinação de fatores sistemáticos (determinados pelo mercado) e específicos (exclusivo para um fundo individual). Os resultados mostram que os fundos de obrigações superam a rentabilidade bruta do índice de mercado obrigacionista. Depois do pagamento das despesas de gestão dos fundos, em média, a rentabilidade dos fundos de obrigações é similar à rentabilidade do índice de mercado. Segundo os mesmos autores, existem evidências de que a rentabilidade dos fundos de obrigações pode ser explicada tanto por índice de rentabilidade de mercado quer por alterações na duração do mercado.

Blake, Elton e Gruber (1993) apresentam um dos estudos mais citados quando se fala de desempenho de fundos de obrigações. Os autores concluíram que o desempenho dos fundos de obrigações, quer de uma forma global, quer divididos em subcategorias, é inferior ao desempenho dos índices de mercado. Detetaram que, na maioria dos modelos, o desempenho é negativo e aproximadamente igual à média da comissão de gestão, o que indica que antes das comissões, o desempenho dos fundos sobreviventes é similar ao desempenho dos índices.

Os autores dividiram o estudo em duas amostras. Uma das amostras foi concebida para eliminar o *survivorship bias*, sendo a outra amostra muito mais abrangente. Eles encontraram que os fundos de obrigações não superam os índices de despesas (*post-expenses*). Não encontraram qualquer evidência de previsibilidade usando desempenho passado para prever o desempenho futuro.

Cobelas (1995) analisa uma amostra de 53 fundos de obrigações espanhóis, entre maio de 1991 a dezembro de 1993, usando rentabilidades semanais. O autor utiliza técnicas que vão desde da tradicional Medida de Jensen (1968) até às medidas dinâmicas baseadas na composição da carteira dos fundos. O autor, concluiu que de uma maneira geral os fundos não conseguem superar a carteira de mercado.

Elton, Gruber e Blake (1995) apresentam também um estudo muito citado na área de avaliação de desempenho de fundos de obrigações. Os autores tentam encontrar, através do modelo APT, as variáveis que explicariam a rentabilidade do mercado das obrigações. O modelo parte do princípio de que a rentabilidade de cada obrigação depende principalmente de influências económicas. Entre as variáveis macroeconómicas utilizadas pelos autores encontram-se índices (um índice de obrigações, um índices de ações e um índice que pretende representar o incumprimento e *option effects*) e as mudanças inesperadas das variáveis económicas que conduzem as rentabilidades dos títulos. A grande a inovação de Elton, Gruber e Blake (1995) é a

medição dos fatores económicos como mudanças nas previsões. À medida que os autores acrescentaram mais variáveis macroeconómicas ao modelo, melhor é possível explicar a rendibilidade esperada para o mercado das obrigações. Os autores, também mostram que os fundos de obrigações apresentam rendibilidades inferiores às previstas pelos modelos de avaliação devido às despesas de gestão.

Gallo, Lockwood e Swanson (1997) examinaram o desempenho de 22 fundos de obrigações internacionais norte-americanos, para o período de novembro de 1988 a março de 1994, através do uso de modelos *single* e *multi index*. Concluíram que, de uma maneira geral, os gestores não são capazes de superar a carteira de mercado. Contudo, os autores encontraram, para o período entre 1988 a 1991, indícios de que os fundos conseguem (considerado o modelo *multi-index*) superar a carteira de mercado. Através da realização de vários testes, os autores, concluíram que o modelo *multi-index* é mais apropriado para avaliar o desempenho de fundos de obrigações internacionais.

Gudikunst e Mccarthy (1997) exploram o desempenho do mercado de obrigações especulativas (*low-grade high-yield bond*) e estudam os problemas de seleção de fundos de investimento. Os autores mostram que 21 de 77 fundos de alto rendimento (*high-yield bond mutual fund*) possuem desempenho de Sharpe maior que o índice de mercado (*Salomon Brothers High-Yield Index*), entre 1980 a 1995. Mostram também que 34 fundos possuem coeficientes de alfa positivos e apenas 6 dos fundos não são estatisticamente significativos. A média dos fundos de obrigações alto rendimento apresentam valores de alfa de Jensen negativos e rácios de Sharpe abaixo ao índice de mercado. Os autores, também fornecem evidências do efeito janeiro no mercado de obrigações de baixo risco e que pode haver um efeito de “primeiros seis meses”.

Detzler (1998) apresentou o primeiro estudo a avaliar o risco dos fundos de obrigações globais, entre novembro de 1988 e novembro 1995. O autor, usa dois *single-index benchmarks* e três *multi-index benchmarks* para avaliar o desempenho dos fundos de obrigações. Em média, os fundos não conseguem superar qualquer dos cinco índices de referências, o que sugere, que as estratégias de gestão ativa não beneficiam os investidores durante o período da amostra. Durante o período da amostra, as rendibilidades dos fundos são sensíveis aos movimentos da taxa de câmbio, mesmo depois do controlo da rendibilidade dos índices de obrigações de países na moeda local.

Maag e Zimmermann (2000) analisam o desempenho de 40 fundos de obrigações do mercado alemão, durante o período 1988 a 1996, considerado o impacto

dos diferentes *benchmarks* no desempenho. A avaliação do desempenho é baseada em modelos *single-index* e *multi-index* bem como o modelo *asset class factor* proposto por Sharpe (1992). A maioria dos fundos exibe um desempenho negativo, sendo em muitos casos estatisticamente significativo, para os vários *benchmarks*. Contudo, chegaram à conclusão que a média do desempenho negativo corresponde aproximadamente à estimativa média dos rácios de despesas praticados pela indústria.

Zhao (2005) avalia os determinantes e os comportamentos dos investidores de 5554 fundos de obrigações americanos, entre 1992 a 2001. O autor conclui que os investidores perseguem o desempenho ajustado em função do risco dos líderes em vez da rentabilidade bruta dos líderes. Os investidores de fundos de obrigações, particularmente dos fundos de obrigações municipais e governamentais, são mais sensíveis às despesas de gestão, como por exemplo despesas de abertura. O autor sugere que quando a rentabilidade do mercado de ações é pobre faz aumentar o investimento em fundos de obrigações de governo e em fundos de obrigações de baixo rendimento (*high-quality*).

Huij e Derwall (2007) investigaram a persistência relativamente ao desempenho de 3549 fundos de obrigações entre 1990 a 2003. Eles encontraram uma forte persistência de desempenho nos fundos de obrigações da amostra. Os fundos que reportam um forte (fraco) desempenho no passado repetem o seu desempenho no período seguinte. Os autores demonstraram que uma estratégia baseada na rentabilidade passada dos fundos consegue ganhar uma rentabilidade anormal estatisticamente e economicamente significativa, sugerindo que os investidores em fundos de obrigações podem explorar a persistência observada. A influência de habilidade dos gestores na rentabilidade em excesso dos fundos é predominante nos fundos obrigações de alto rendimento e nos fundos de obrigações baixo rendimento. Também demonstraram que as estratégias de seleção de fundos obrigações com base na teoria moderna de portfólio ganham, em média, rentabilidades superiores aos previstos por uma vasta gama de modelos de *benchmark*. O que indica que os investidores em fundos de obrigações podem beneficiar do efeito e *hot-hands*.

Gutierrez, Maxwell e Xu (2008) avaliaram o desempenho de 1200 fundos de obrigações de empresas, entre 1990 a 2004. Os autores concluíram que, em média, os fundos geram rentabilidades anormais, antes de ter em conta as despesas de gestão, aproximadamente de 3 a 5 pontos bases por mês dependendo do método de avaliação de desempenho usado. Contudo, depois de ter em conta as despesas de gestão, as



rendibilidades dos fundos de obrigações não conseguem bater a carteira de mercado, aproximadamente 5 pontos base por mês.

O desempenho médio dos fundos de obrigações é estatisticamente zero, antes e depois das despesas. Os autores, sugerem que os gestores são capazes de bater o mercado através da sua seleção e negociação, mas o rendimento não passa para os investidores. Além disso, a capacidade dos gestores em bater o mercado persiste durante anos (quer pelo seu desempenho antes das despesas de gestão quer durante diversos meses no seu desempenho líquido). Por outro lado, o fraco desempenho dos piores fundos são persistentes durante anos para o seu desempenho líquido e, curiosamente, é persistente por poucos meses no seu desempenho antes das despesas de gestão.

Dietze, Entrop e Wilkens (2009) investigaram o desempenho de fundos de obrigações de empresas, europeus oferecidos na Alemanha e denominados em euros, entre julho de 2000 a junho de 2005. Os fundos são avaliados usando um modelo *single-index*, diversos modelos *multi-index* e modelos *asset-class-factor*. Os autores, encontraram evidências de que a maioria dos fundos não consegue superar as carteiras de mercado constituídas por diversos índices. Através de todos os modelos, os autores não encontraram nenhum fundo que possua um desempenho positivo estatisticamente significativo.

Cici e Gibson (2010) avaliam o desempenho de modo abrangente dos fundos de obrigações, entre 1995 a 2007. Para a avaliação do desempenho dos fundos de obrigações foi utilizada uma metodologia desenvolvida por Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997)<sup>3</sup>. Decompuseram a rendibilidade dos fundos de obrigações em 6 componentes: rendibilidades imputáveis aos fundos, capacidade de seleção, capacidade de *timing*; *average style*<sup>4</sup>, custos de transação, despesas de gestão e por último hiato do rendimento líquido<sup>5</sup>. De maneira geral, os autores concluíram que os gestores de fundos de obrigações não são capazes de selecionar um conjunto de obrigações de empresas que superem outras obrigações que possuem características similares. Contudo,

---

<sup>3</sup> A metodologia desenvolvida por Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997) foi criada para ações.

<sup>4</sup> É a rendibilidade de uma carteira hipotética composta por obrigações com características que refletem o estilo do fundo de investimento de longo prazo (*is the return on a hypothetical portfolio comprised of bonds with characteristics reflecting the fund's long-term investment style within its corporate bond portfolio*).

<sup>5</sup> O hiato da rendibilidade líquida é a parte do hiato da rendibilidade que não é explicado pela diferença após a contabilização dos custos de transação e as despesas de gestão. Muito da parte do hiato da rendibilidade que não é explicada é atribuído ao desempenho de outros fundos de obrigações de empresas e o desempenho da troca de obrigações empresariais. (*The net return gap is the unexplained difference after accounting for transaction costs and management fees. Much of the unexplained part of the return gap is attributable to the performance of holdings other than corporate bonds and to the performance of corporate bond trades that took place after the most recent holdings report*).

encontraram evidências que os gestores de fundos que investem em obrigações de baixo risco de incumprimento apresentam capacidade de seleção no final do período da amostra. Para capacidade de *timing* os autores mostram evidências de desempenho neutral, mas ligeiramente positivo. A evidência da característica de *timing* é consistente com os gestores de fundos de alto rendimento, mas inconsistente com os gestores de *investment-grade*.

## 2.2. CAPACIDADE DE *TIMING*

Embora o desempenho global tenha sido um dos temas dominantes, muitos dos trabalhos nesta área procuram investigar a avaliação do desempenho tentando distinguir a capacidade do gestor em prever os preços dos títulos individuais (*seletividade*), da capacidade em antecipar os movimentos do mercado em geral (*timing*).

Segundo Admati, Bhattacharya, Pfleiderer e Ross (1986) o desempenho superior de um fundo é devido à capacidade de seletividade ou *timing*, ou devido a uma combinação entre eles. Fama (1972) acredita que as rendibilidades dos fundos de investimento são divididas em parte devido à seletividade e em parte ao *timing*.

A maioria dos estudos existentes encontrou pouca evidência de que os gestores dos fundos de investimento possuem capacidade de *timing*.

Um problema potencial das técnicas de ajuste de risco é que todas presumem que o risco da carteira é constante durante o período de tempo. O que não é necessariamente verdade. Se um gestor de carteiras tentar aumentar o beta da carteira quando considerar que o mercado está a subir, ou diminuir o beta quando estiver pessimista, tanto o desvio-padrão como o beta da carteira mudarão, deliberadamente.

Na sua forma pura, o momento de mercado envolve a mudança de fundos entre uma carteira de índice de mercado e um ativo sem risco, geralmente dado como exemplo os Bilhetes de Tesouro, dependendo de se esperar que o mercado tenha um desempenho melhor que o ativo sem risco. Na prática, a maioria dos gestores não troca totalmente entre os Bilhetes de Tesouro e o mercado. Ao longo do tempo, foram desenvolvidos vários modelos para distinguir a parte da rendibilidade observada que é devido à capacidade de escolher os melhores títulos de um determinado nível de risco (*seletividade*) e a parte que é devido à capacidade de prever os movimentos gerais dos preços de mercado (*timing*).

O estudo elaborado por Treynor e Mazuy (1966)<sup>6</sup> é visto por muitos como sendo o primeiro (de natureza fundamentalmente empírica) a procurar decompor o desempenho global nas suas principais componentes (seletividade e *timing*).

Considerando que o gestor da carteira tem consciência da existência de *timing* irá privilegiar ativos mais voláteis caso antecipe uma subida do mercado e privilegiará ativos menos voláteis caso antecipe a baixa do mercado. De modo a avaliar a estimativa de *timing*, os autores, adicionaram um termo quadrático à equação de Jensen (1968)<sup>7</sup>.

Os autores, testaram para ver se os betas da carteira aumentavam, de facto, antes das alterações de mercado, mas encontraram pouca evidência sobre a capacidade de descobrir o momento de *timing*.

Fama (1972) é referenciado por alguns autores como sendo o primeiro a sugerir formalmente uma metodologia capaz de decompor o desempenho global nos seus dois componentes (seletividade e *timing*).

A metodologia proposta por Fama (1972) possui algumas limitações na sua aplicação. Por um lado, devido à sua natureza, que é essencialmente teórica, faz com que a metodologia seja de difícil aplicação prática. Por outro lado, a metodologia proposta por Fama (1972) tem como base o modelo de CAPM, o que implica que esta metodologia incluía no seu seio as limitações deste modelo.

Na perspectiva de Fama, a rendibilidade em excesso de uma carteira face a uma taxa isenta de risco pode ser dividida em duas partes: *seletividade* e *risco*. Em relação à *seletividade*, o autor, mede o diferencial da rendibilidade da carteira com outra carteira com o mesmo nível de risco de mercado. Em relação ao *risco*, mede o diferencial da rendibilidade auferida por se assumir risco (comparando basicamente a rendibilidade da carteira de mercado com a rendibilidade do ativo isento de risco).

Segundo o mesmo estudo, os dois componentes ainda podem ser divididas em mais duas outras parcelas. A *seletividade* pode ser dividida em: seletividade pura e seletividade de diversificação. O *risco* subdivide-se em: risco inerente ao gestor e em risco inerente ao investidor.

Jensen (1972) desenvolveu estruturas teóricas para a avaliação do desempenho micro e macro da previsão dos gestores de fundos. A base dessa avaliação do desempenho é a comparação da avaliação *ex post* do desempenho do fundo dos gestores com as rendibilidades do mercado. Com este artigo, o autor, analisa quatro grandes

---

<sup>6</sup> O modelo de Treynor e Mazuy (1966) vai ser descrito mais detalhadamente na secção da metodologia.

questões em relação à avaliação da capacidade do gestor: 1) Como deve o gestor incorporar de forma ideal as suas previsões de mercado na sua política?; 2) Se o gestor praticar atividades de previsão de mercado, em que condições podem ser avaliadas o desempenho das suas atividades de previsões de mercado e de seleção de títulos separadamente?; 3) Faz qualquer diferença se o gestor faz ou não um ajustamento otimizado das suas previsões? e 4) Quando não é possível avaliar o desempenho nas duas dimensões separadamente será possível obter medições imparciais da soma dos rendimentos adicionais da carteira devido a ambas as atividades?.

Veit e Cheney (1980) concluíram que os fundos de investimento não alteram com êxito as suas características do risco consistentemente com as estratégias de *timing*. De facto, nenhuma alteração ocorreu na reta da regressão ao longo do ciclo de mercado.

Henriksson e Merton (1981) propuseram também uma metodologia para avaliar a capacidade de *timing* dos gestores. Estes autores sugeriam que o beta da carteira apenas assume dois valores: um valor elevado se espera que o mercado suba e um valor pequeno, caso contrário. A reta de regressão aparece sobre a forma da seguinte regressão:

$$r_p - r_f = a + b(r_m - r_f) + c(r_m - r_f)D + e_p \quad (1)$$

onde D é a variável que assume o valor de 1 para  $r_m > r_f$  e zero caso contrário. Por isso, o beta da carteira é b quando o mercado baixa e b+c quando o mercado está a subir. Assim, o valor positivo de c implica que o gestor possui capacidade de *timing*. Connor e Korajczyk (1991) estenderam o modelo de Henriksson e Merton (1981) para uma estrutura similar ao da teoria da valorização por arbitragem (APT).

Bhattacharya e Pfleiderer (1983) estendem o trabalho de Jensen (1972). Os autores, que através da correção de erro feito por Jensen (1972), mostram que é possível usarem uma técnica de regressão simples de modo a obter medidas de capacidade de *timing* e seletividade.

Kon (1983) propôs uma metodologia empírica com o objetivo de avaliar o desempenho de *timing* dos gestores de investimentos. A metodologia tem como base o comportamento ideal de um gestor de investimento e as dificuldades econométricas associadas à obtenção de uma medida empiricamente tratável. Os resultados, obtidos neste estudo, indicam que os fundos de investimento individual mostram capacidade de *timing* positivo.

Henriksson (1984) testou a capacidade de *timing* de 116 fundos de investimento durante 1968 a 1980 através da metodologia desenvolvida por Henriksson e Merton (1981). O autor, encontrou que o valor médio de  $c$  dos fundos é negativo. Contudo, numa maneira geral, o autor encontrou pequenas evidências da existência de capacidade de *timing*. Onze fundos tiveram valores estatisticamente positivos para a capacidade de *timing*, enquanto 8 tiveram valores significativamente negativos. No geral, 62% dos fundos apresentam estimativas negativas para a capacidade de *timing*.

Chang e Lewellen (1984) usam um procedimento estatístico paramétrico desenvolvido por Henriksson e Merton (1981) para testar a presença de habilidade de *timing* e seletividade nos fundos de investimentos. Os autores sugerem que os fundos de investimentos não conseguem superar a estratégia de investimento passivo e que os gestores não possuem quer capacidade de *timing* quer capacidade de seletividade.

Jagannathan e Korajczyk (1985) mostram, teoricamente e empiricamente, que é possível construir uma carteira que mostra capacidade de *timing* artificial, quando na realidade essa habilidade de *timing* não existe. Em particular, investindo em opções ou títulos alavancados mostrará *timing* falso. Para este tipo de títulos, os autores, encontraram correlação negativa entre a capacidade de seletividade e *timing*.

Chen e Stockum's (1986) criaram uma abordagem similar ao modelo Treynor e Mazuy (1966) exceto que permite que o beta dos fundos varie não só devido às atividades de *timing* dos gestores dos fundos mas também devido a flutuações aleatórias.

Lee e Rahman (1990) avaliam empiricamente o desempenho de *timing* e seletividade de uma amostra de 93 fundos de investimento, durante um período de 87 meses (de janeiro de 1977 a março de 1984). Os resultados obtidos, pelos autores, utilizando a técnica desenvolvida por Bhattacharya e Pfleiderer (1983), indicam que a nível individual, há alguma evidência de capacidade superior de previsão por parte dos gestores do fundo. Os autores sugerem que os fundos com nenhuma habilidade de previsão podem ter uma estratégia de gestão totalmente passiva e apenas presta um serviço de diversificação para seus acionistas.

Elton e Gruber (1991) lidam diretamente com um problema inicialmente estudada por Dybvig e Ross (1985). Em particular, eles assumem que o *timing* envolve a alocação entre ativos com risco e ativos sem risco. A seletividade é o que resta do desempenho depois do *timing*. De maneira geral, a análise atribuída ao *timing* é dada

através da resposta aos sinais dos títulos individuais em vez dos sinais dos títulos em geral.

Fletcher (1995) avalia o desempenho de seletividade e *timing*, para tal utiliza o modelo de Hendriksson e Merton (1981) e o modelo elaborado por Chen e Stockum's (1986), para uma amostra de 101 fundos, para um período 1980 a 1989. O autor concluiu que os fundos de investimento exibem, em média, desempenho de seletividade positivo e desempenho de *timing* negativo para todas as carteiras de referência. O significado dos resultados depende da escolha da carteira de referência.

Bello e Janjigian (1997) sugerem uma versão modificada do modelo de Treynor e Mazuy (1966). A modificação do modelo visa cobrir os títulos que fazem parte das carteiras dos fundos e que não são abrangidos pela carteira de mercado. Os autores usaram a versão estendida do modelo Treynor e Mazuy (1966) para uma amostra de 633 fundos de investimento entre 1984 e 1994. Eles provam que os gestores dos fundos de investimento possuem capacidade de *timing* significativamente positivas. Este resultado contrasta com os resultados obtidos através da utilização do modelo original de Treynor e Mazuy (1966).

Rao (2001) analisa a capacidade de *timing* de 570 fundos de investimento, durante 1987 a 1996, através do modelo de Henriksson e Merton (1981). O autor detetou que 37 fundos apresentam capacidade de *timing* positivo e estaticamente significativo. Foram encontrados 39 fundos de investimentos com capacidade de seletividade positiva e estaticamente significativo. Além do mais, o autor encontrou correlação negativa entre capacidade de seletividade e a capacidade de *timing*.

Bollen e Busse (2001) analisaram a rendibilidade diária de 230 fundos de investimento. Os autores fornecem provas de que os resultados de *timing* não podem ser explicados simplesmente como um fenómeno estatístico. Os resultados obtidos por este estudo sugerem que existem mais fundos de investimento que possuem capacidade de *timing* do que anteriormente documentado. Os autores mostraram que as rendibilidades diárias são mais robustas e que os fundos de investimento apresentam mais frequentemente melhor capacidade de *timing* através de rendibilidades diárias do que mensais.

Christensen (2005) analisa a capacidade de seletividade e de *timing* para uma amostra de 47 fundos de investimento dinamarqueses, em que 34 são fundos de ações e 13 fundos de rendimento fixo, durante o período janeiro de 1996 a junho de 2003. Para análise da seletividade aplica modelos *single-index* e um modelo *multi-factor*. Para a

análise da capacidade de *timing* utiliza o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) e o modelo de Henriksson e Merton (1981). O autor, concluiu que de uma maneira geral os fundos de investimento dinamarqueses possuem um desempenho neutral e que não tem capacidade de *timing* (em relação aos fundos de rendimento fixo o desempenho é neutral e os gestores não possuem capacidade de *timing* e seletividade).

Prather e Middleton (2006) testam a capacidade de seletividade de fundos de investimento geridos por gestores individuais contra fundos geridos por uma equipa de gestores. A investigação emprega várias *proxies* de mercado e períodos de tempo, usando modelos de *timing*, mais precisamente o modelo de Henriksson e Merton (1981) e o modelo de Treynor e Mazuy (1966), usando quer abordagens condicionais e não condicionais. Eles não encontram evidências que os fundos geridos por uma equipa de gestores possuem desempenhos diferentes dos fundos geridos por um gestor. Nos resultados obtidos através da abordagem não condicional do modelo de Jensen (1968), os autores concluíram que não existe evidência de que os gestores superem o índice. Em relação aos resultados obtidos através dos modelos de *timing*, de maneira geral, o alfa não é estatisticamente diferente de zero. Para a medida de *timing* negativo e estatisticamente significativo.

### **2.3. AVALIAÇÃO DA CAPACIDADE DE *TIMING* PARA CARTEIRAS DE FUNDOS DE OBRIGAÇÕES**

Segundo Moneta (2009), é importante avaliar a capacidade de *timing* e de seletividade de um gestor porque os fundos de obrigações possuem uma ampla variedade de estratégias de investimento e objetivos.

O sucesso do mercado de *timing* (*market timing*), para fundos de obrigações, requer a previsão dos movimentos das taxas de juro e a consequente alteração do nível de risco da carteira de forma adequada. Segundo Gudikunst e Mccarthy (1992), a chave para o processo na gestão ativa da carteira de obrigações é a previsão da taxa de juro (para o mercado de *timing*) e a seleção de ativos (sector *swaps* baseado na análise *spread* e na busca de títulos subvalorizados nos sectores desejados).

Pink (1988) analisa a capacidade de *timing* e seletividade de 60 fundos de obrigações canadianos, através do modelo de Henriksson e Merton (1981). O estudo mostra que os gestores de fundos de obrigações não possuem capacidade de *timing*. As conclusões a que o autor chegou seguem a linha de outros estudos feitos nesta área, ou

seja, encontraram fortes evidências de que os gestores não possuem capacidade de *timing*. Em relação à capacidade de seletividade, os resultados obtidos pelo autor mostra que alguns fundos, em determinados períodos, os gestores são capazes em selecionar obrigações (contudo, numa maneira geral os gestores não são capazes de ter uma capacidade de seletividade).

Gallagher e Jarnecic (2002) avaliam a capacidade de *timing* e de seletividade dos fundos de obrigações australianos, com uma amostra de 66 fundos de obrigações institucionais e 77 fundos de obrigações retalhistas. De forma a avaliar o desempenho de fundos de obrigações, os autores, utilizam a Medida de Jensen (1968) e o modelo de Treynor e Mazuy (1966). Os resultados, a que os autores chegaram para a abordagem não condicional, diz que a maioria dos fundos não consegue superar o mercado, principalmente nos fundos de obrigações retalhistas dado que para os fundos de obrigações institucionais o desempenho pode ser considerado neutro (na maioria dos fundos apresentam valores estatisticamente não significativos). Em relação à avaliação de capacidade de seletividade e de *timing* os resultados foram diferentes para as duas categorias de fundos de obrigações. A capacidade de seletividade dos gestores de fundos de obrigações institucionais apresenta desempenho neutro (a maioria dos fundos apresentam valores estatisticamente não significativos). A capacidade de seletividade dos gestores de fundos de obrigações retalhista apresenta desempenho negativo, estatisticamente significativo. A capacidade de *timing* dos gestores de fundos de obrigações de institucionais e dos fundos de obrigações retalhista apresentam desempenho (a maioria dos fundos são estatisticamente não significativos). Os autores encontraram uma forte correlação negativa entre as estimativas de capacidade de *timing* e as de seletividade. Noutros estudos, como, por exemplo, em Henriksson (1984) e Coggin, Fabozzi e Rahman (1993), também podemos encontrar uma forte relação negativa entre os dois componentes, ou capacidades. Isso mostra que pelo facto de o gestor possuir uma das capacidades não quer dizer que, automaticamente, possua a outra.

Comer (2005) analisou, através de várias versões do modelo desenvolvido por Treynor e Mazuy (1966), a capacidade de *timing* quando os gestores tentam usar os vários sectores de obrigações. O autor, acredita que este modelo é incapaz de detetar capacidade de *timing* a um nível razoável para a maioria dos gestores. Usando medidas de avaliação alternativas, através da comparação da rendibilidade do fundo atual com a estratégia passiva utilizando os pesos do sector no período anterior, conseguiu detetar



melhor a capacidade de *timing*. Segundo o autor, esta medida consegue ser capaz de detetar melhor, pelo menos a um nível razoável, capacidade de *timing* positivo.

Dritsakis, Grose e Kalyvas (2006) analisaram o desempenho de 27 fundos de obrigações gregos, entre 1997 a 2003. De forma a avaliar o desempenho de fundos de obrigações, os autores, utilizam o modelo de Treynor e Mazuy (1966). Os autores, encontram, para a abordagem não condicional, diferentes resultados quando os fundos não têm em conta as despesas de gestão e quando é incluído no valor dos fundos as despesas de gestão. O coeficiente alfa possuiu na sua maioria (25 dos 27 fundos de obrigações) valores positivos e estatisticamente significativos, sem terem em atenção as despesas de gestão. Por outro lado, o resultado muda radicalmente quando as despesas de gestão são consideradas, em que 17 (dos 27) fundos mostram valores de *alfas* negativos e estatisticamente significativos. Em relação à capacidade de *timing*, grande parte dos gestores dos fundos de obrigações gregos apresentam na sua maioria valores estatisticamente não significativos (quer quando as despesas de gestão são ou não considerados). Ou seja, a grande maioria dos gestores de fundos de obrigações gregos apresentam capacidade de *timing* neutro.

Huang e Wang (2008) examinam a capacidade de *timing* de 146 fundos de obrigações do governo, entre o período de 1997 a 2006, usando o modelo desenvolvido por Jiang, Yao, e Yu (2007). Através desta medida, os autores, fornecem evidências que, em média, os gestores de fundos de governo possuem capacidade de *timing* positiva e estatisticamente significativa, com base na abordagem *bootstrap* de inferência estatística.

Boney, Comer e Kelly (2009) examinam o desempenho de 84 fundos de obrigações de empresas, durante o período de 1994 a 2003. Para a avaliação do desempenho, os autores, utilizam os modelos de Henriksson e Merton (1981) e Sharpe (1992). Os autores encontraram um conjunto de fundos que apresentam capacidade de *timing*. Através da amostra, os autores encontraram fortes evidências do mau desempenho em termos de *timing* por parte dos gestores entre dinheiro e obrigações. Os autores encontraram evidências de *timing* negativo através dos prazos de vencimento de obrigações. Para confirmar os resultados, os autores realizaram um teste separado com base na análise da rendibilidade dos fundos. Para esse teste construíram uma amostra de fundos comparáveis que não possuem capacidade de *timing*. Os resultados indicam que não existem evidências significativas da capacidade de *timing*, fornecendo evidências de que os resultados não são falsos.

Moneta (2009) avalia a capacidade de *timing* e seletividade de cerca de 1000 fundos de obrigações norte-americanos, usando uma medida muito similar à medida usada no trabalho de Grinblatt e Titman (1993), que é chamada *Characteristic Timing*. O autor documenta que os gestores fundos pertencentes à amostra possuem atividades de negociação considerável. Parte dessa negociação é devida às mudanças das características das obrigações e também devido a estratégias ativas. Essas estratégias incluem a realocação dos pesos da carteira através das diferentes características e classes de ativos. Encontrou indícios que em média existe evidências, embora pequenas, de capacidade de *timing* e apenas um subgrupo de fundos de obrigações apresentam capacidade de *timing* particularmente relacionada com as decisões de alocação de ativos quanto à sua maturidade e qualidade de crédito. Também fornece algumas evidências de capacidade de *timing* através de diferentes classes de ativos de rendimento fixo e características, mas não parece ser significativo para a média do fundo.

Chen, Ferson e Peters (2010) estudaram a rendibilidade de mais de 1400 fundos de obrigações, entre 1962 a 2007. Os autores avaliaram a capacidade de *timing* dos fundos de obrigações relativamente a 9 fatores comuns que estão relacionados com o mercado de obrigações. Os autores, olharam a capacidade de *timing* depois de ajustar 4 potenciais viesamentos: 1) não linearidade entre os fatores económicos e uma carteira de referência do fundo; 2) *interim trading*; 3) *stale pricing* e 4) variáveis de informação pública. Ajustando a não linearidade, os autores, observam que o desempenho a maior parte dos fundos são significativamente negativos depois de impostos, mas significativamente positivo antes de impostos.

#### **2.4. ABORDAGEM CONDICIONAL**

As medidas de avaliação de desempenho de fundos de investimentos são interpretadas como a diferença entre a rendibilidade média do fundo e uma carteira de referência apropriado. As medidas tradicionais utilizam um índice de referência fixo similar ao risco médio do fundo. As medidas de desempenho condicional usam estratégias dinâmicas como referência, combinando a dinâmica de risco do fundo (Lee e Lee, 2006).

Enquanto o mercado dos Estados Unidos da América tem sido amplamente estudado, a avaliação do desempenho condicional de fundos de investimento nos mercados europeus, excetuando o mercado do Reino Unido, ainda não é um tema muito

explorado (Leite e Cortez, 2006). Blake, Lehmann e Timmermann (2002), Otten e Bams (2002), Silva, Cortez e Armada (2003) e Leite e Cortez (2006) são exemplos de alguns estudos sobre o desempenho de condicional para o mercado europeu.

A avaliação de desempenho condicional é um conjunto de abordagens empíricas que pretendem medir o desempenho do investimento dos gestores de carteira, tendo em conta os riscos e outras características das suas carteiras. De uma maneira geral, o objetivo central da avaliação de desempenho condicional é identificar que gestores possuem informações de investimento ou capacidades superiores usam a vantagem para obter rendibilidades superiores à carteira de referência. A avaliação de desempenho condicional consiste em medir o desempenho da carteira tomando em consideração a informação pública que está disponível para os investidores no momento em que a rendibilidade é gerada (Silva, Cortez e Armada, 2003).

Segundo Ferson e Schadt (1996), tradicionalmente os modelos não condicionais podem atribuir desempenho anormal a uma estratégia de investimento baseada somente em informação pública, podemos ver isso por exemplo em Breen, Glosten e Jagannathan (1989).

Segundo Christopherson, Ferson e Glassman (1998), a abordagem condicional baseado em medidas de risco e desempenho anormal, consegue detetar melhor a persistência e a previsão do desempenho futuro dos fundos do que os modelos tradicionais (*time-varying measures of risk and abnormal performance, is better able to detect this persistence and to predict the future performance of the funds than are traditional methods*). Zheng (1999) e Becker, Ferson, Myers e Schill (1999) encontraram evidências que os alfas condicionais dão uma melhor visão dos fundos de investimento do que os alfas não condicionais. Em relação ao modelo de *timing* condicional permite eliminar o falso *timing* negativo.

Os trabalhos de Chen e Knez (1996), Ferson e Schadt (1996) e Ferson e Warther (1996) são considerados os primeiros estudos empíricos sobre a avaliação do desempenho condicional. Nestes estudos, encontraram que esse condicionamento sobre o estado da economia é estatisticamente e economicamente significativo para medir o desempenho do investimento. O trabalho realizado por Ferson e Schadt (1996) é considerado por muitos académicos, um dos mais importantes quando se fala na abordagem condicional no desempenho de fundos de investimento.

Antes do estudo de Ferson e Schadt (1996), foram apresentados vários trabalhos (como por exemplo Fama e French (1989), Iltanen (1995) e Pesaran e Timmermann

(1995)) que documentavam que as rendibilidades e os riscos das ações e das obrigações são previsíveis ao longo do tempo, usando taxa de crescimento de dividendos (*dividend yields*), taxas de juro e outras variáveis. Se a previsibilidade reflete a mudança necessária da rendibilidade em equilíbrio, as medidas de desempenho do investimento devem acomodar a variação no tempo. Por essa razão Ferson e Schadt (1996) acreditam que a previsibilidade usando instrumentos pré-determinados representa a mudança das rendibilidades esperadas. Antes do estudo de Ferson e Schadt (1996), já se tinham desenvolvido alguns modelos de desempenho de ativos utilizando versões simples da abordagem condicional que são capazes de explicar melhor as rendibilidades do que os modelos não condicionais (como por exemplo Chan e Chen (1988), Cochrane (1996) e Jagannathan e Wang (1996)).

Ferson e Schadt (1996) defendem a utilização da avaliação de desempenho de fundos de investimento, através da abordagem condicional. A medida desenvolvida por eles é consistente com a hipótese de mercado eficiente através da forma semi-forte, seguindo Fama (1970). Eles acreditam que a abordagem condicional é especialmente atrativa para a avaliação de desempenho dos fundos de investimentos por duas razões. Em primeiro lugar, muitos dos problemas das medidas tradicionais refletem a sua incapacidade em lidar com o comportamento dinâmico das rendibilidades. Por último, é possível que os resultados do comportamento de negociação dos gestores sejam mais complexos e dinâmicos do que os ativos subjacentes por eles negociados.

Os autores utilizam um conjunto de variáveis de informação pública, que estudos anteriores provaram ser úteis na previsão das rendibilidades e dos riscos dos títulos, ao longo do tempo. São 5 as variáveis de informação utilizadas: taxa de juro de curto prazo; uma variável *dummy* para avaliar o efeito de Janeiro; declive da estrutura temporal das taxas de juro; taxa de crescimento de dividendos e margem de crédito de obrigações de empresas (*quality spread in the corporate bond market*).

Os autores, modificaram a Medida de Jensen (1968) e dois modelos simples de *market timing*, mais precisamente o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) e o modelo de Henriksson e Merton (1981), para incorporar a informação condicional. Eles usaram esses modelos de modo a ilustrar a intuição e importância empírica dos modelos condicionais para a avaliação do desempenho<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> A abordagem condicional da medida de Jensen (1968) e do Modelo de Treynor e Mazuy (1966) vai ser descrito mais detalhadamente na seção da metodologia.

A introdução de variáveis de informação faz com que exista mudanças no desempenho estimado para vários fundos. Encontraram dois impressionantes resultados empíricos ao nível agregado. Por um lado, os alfas de Jensen não condicionais dos fundos de investimento são frequentemente mais negativos do que positivos. Por outro lado, os resultados, obtidos através dos modelos de *timing* de mercado, sugerem que a capacidade de *timing* típica dos gestores de fundos de investimentos é perversa no sentido de que os fundos têm em média maior exposição no mercado quando as rendibilidades de mercado subsequentes são baixas. Quando os autores modificam os modelos Treynor e Mazuy (1966) e Henriksson e Merton (1981), introduzindo nos modelos a informação pública, as evidências de desempenho de *timing* negativo nos fundos desaparecem.

Christopherson, Ferson e Glassman (1998) os autores estudam a persistência do desempenho da amostra de 185 fundos de pensões americanos, ao longo de 1979 a 1990. Os autores estenderam a abordagem do Ferson e Schadt (1996) para estimar os alfas e os betas condicionais que variam ao longo do tempo.

Ferson e Khang (2002) desenvolvem a medida *Conditional Weight Measure*<sup>9</sup>, baseada no estudo realizado por Grinblatt e Titman (1993). Para este estudo, os autores, utilizaram uma amostra de fundos de pensões americanas, durante 1985 a 1994. Os autores sugerem, que através da abordagem não condicional, apresentam desempenho anormal positivo e estatisticamente significativo. Contudo, os alfas são menores do que os efeitos potenciais do enviesamento das negociações temporárias (*interim trading bias*) na avaliação de desempenho.

Uma alternativa para a avaliação do desempenho condicional poderá ser os modelos de *stochastic discount factor* (SDF) desenvolvido por Chen e Knez (1996), Dalhquist e Söderlind (1999), Farnsworth, Ferson, Jackson e Todd (2002) e Ferson, Henry e Kisgen (2006). Farnsworth, Ferson, Jackson, Todd (2002) usam uma variedade de modelos condicionais de SDF para avaliar o desempenho de fundos de ações norte-americanos, usando uma abordagem de simulação para controlar os desvios do modelo. Os autores acreditam que o desempenho condicional da média dos fundos de investimentos não são piores do que um hipotético fundo de seleção discricionária de títulos.

---

<sup>9</sup> Esta medida não é mais do que a covariância condicional entre rendibilidade futura e a mudança dos pesos da carteira, resumida através das participações de ativos. (*The measure is the conditional covariance between future returns and portfolio weight changes, summed across the asset holdings.*)

Resumindo, as medidas condicionais são superiores às medidas tradicionais, quer a nível teórico quer a nível estatístico. A avaliação condicional elimina os coeficientes de *timing* (mal estimados) negativos que são frequentemente observadas nas medidas não condicionais. Em alguns casos as estimativas apresentam medidas de desempenho mais precisas. Numa maneira geral, a evidência empírica baseada nas medidas de desempenho condicionais sugere que o desempenho anormal do fundo, depois de controlar a informação pública, é raro.

## 2.5. ABORDAGEM CONDICIONAL PARA FUNDOS DE OBRIGAÇÕES

Dahlquist, Engström e Söderlind (2000) analisaram o desempenho, através da Medida de Jensen (1968), dos fundos de investimento suecos, entre 1993 a 1997 (nos quais analisaram um conjunto de 42 fundos de obrigações). Utilizando quer a abordagem não condicional quer a abordagem condicional (em que as variáveis de informação são todas aquelas utilizadas por Ferson e Schadt (1996)), em média os fundos de obrigações suecos têm desempenho global neutro (já que para ambos os casos o valor de alfa apresenta valor negativo mas estatisticamente não significativo).

Gallagher e Jarnećic (2002) para analisar o mercado de *timing* e o desempenho global dos fundos de obrigações australianos, através da abordagem condicional, introduziram 3 variáveis de informação pública (taxa de juro de curto prazo; uma variável *dummy* para avaliar o efeito de Janeiro e declive da estrutura temporal das taxas de juro).

Os resultados obtidos pela abordagem condicional, através da Medida de Jensen (1968), indicam que grande parte dos gestores dos fundos de obrigações australianos institucionais apresenta desempenho neutro (55 de 66 fundos de obrigações). Para os fundos de obrigações retalhistas, grande parte dos fundos apresentam valores negativos e estatisticamente significativos (ao compararmos com a abordagem não condicional existe uma diminuição número de fundos com este resultado, contudo grande maioria dos fundos não conseguem bater o mercado). Os resultados obtidos pela abordagem condicional, através do modelo Treynor e Mazuy (1966), indicam que grande parte dos gestores dos fundos de obrigações australianos institucionais possui capacidade de seletividade e *timing* neutra (os resultados são similares aos obtidos através da abordagem não condicional). Para os fundos de obrigações retalhistas, mostram que grande parte dos gestores apresentam capacidade de seletividade negativa (contudo, ao

comparáramos com os resultados obtidos pela abordagem não condicional existe uma diminuição do número de gestores com capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativa). Em relação à capacidade de *timing* os gestores na sua maioria apresentam desempenho neutro (os resultados são similares aos obtidos através da abordagem não condicional).

Silva, Cortez e Armada (2003) realizaram um dos poucos sobre fundos de obrigações europeus, sendo o seu principal objetivo analisar o impacto da informação condicional (declive da estrutura temporal das taxas de juro, *inverse relative wealth* e uma variável *dummy* para avaliar o efeito de janeiro) no desempenho dos fundos. A amostra do estudo incluiu, no total, 638 fundos de obrigações, em que 58 são italianos, 266 são franceses, 90 alemães, 157 são espanhóis, 45 são britânicos e 22 são portugueses. Os resultados obtidos pelos autores mostram que os fundos de obrigações não são capazes de superar a estratégia de gestão passiva. Mostram ainda que o desempenho negativo é mais evidente nos fundos de obrigações italianos, espanhóis, portugueses e britânicos. Os resultados obtidos através do uso de modelos condicionais sugerem que os betas condicionais variam ao longo do período em análise. Ao introduzirem as variáveis de informação, foi observada uma ligeira melhoria no desempenho, principalmente no modelo *multi-index*.

Dritsakis, Grose e Kalyvas (2006) para analisar o mercado de *timing* dos fundos de obrigações gregos, através da abordagem condicional, introduziram 4 variáveis de informação pública (taxa de juro de curto prazo; variável *dummy* para avaliar o efeito de janeiro; declive da estrutura temporal das taxas de juro e taxa de crescimento de dividendos). Os autores mostram, que ao utilizar o modelo Treynor e Mazuy (1966) usando a abordagem condicional, a maioria dos gestores de fundos de obrigações gregos resultados similares aos obtidos através da abordagem não condicional. O coeficiente alfa possuiu na sua maioria (24 dos 27 fundos de obrigações) valores positivos e estatisticamente significativos, sem terem em atenção às despesas de gestão. O resultado muda quando as despesas de gestão são consideradas, em que 18 fundos apresentam valores de alfa negativos e estatisticamente significativos. Em relação à capacidade de *timing*, grande parte dos gestores de fundos de obrigações apresentam na sua maioria coeficientes estatisticamente não significativo (os gestores apresentam capacidade de *timing* neutro, quer quando se tem ou não em conta as despesas de gestão). Contudo os resultados obtidos, pelos autores, mostram que existe um ligeiro aumento de gestores de fundos gregos a possuir capacidade de *timing* positiva e estatisticamente significativa.

Gonçalves (2011) avalia o desempenho de fundos de obrigações de empresas norte-americanos, através da Medida de Jensen (1968) bem como o modelo de Ferson e Schadt (1996), confrontando os resultados obtidos através das metodologias não condicionais com aqueles obtidos com a aplicação de metodologias condicionais de avaliação de desempenho. Os resultados obtidos pelo modelo não condicional, verifica que na sua maioria dos gestores o desempenho neutro e negativo ao longo da amostra. Para o modelo condicional, foram utilizadas 3 variáveis: declive da estrutura temporal das taxas de juro; taxa de crescimento de dividendos e taxa de juro de curto prazo. Quando aplicado o modelo condicional, os resultados obtidos são similares aos modelos não condicionais. A introdução da variabilidade do risco no modelo condicional veio melhorar, embora que ligeiramente, o desempenho dos fundos da amostra, resultados que são consistentes com os obtidos por Ferson e Schadt (1996).



### 3. METODOLOGIA

Concluída a revisão da literatura, nesta secção desenvolve-se a metodologia que será testada empiricamente na avaliação de uma amostra de fundos de obrigações espanhóis e italianos.

Este estudo analisa o desempenho dos gestores de fundos de obrigações espanhóis e italianos. Para essa análise são usados dois modelos: 1) – a Medida de Jensen (1968) e 2) – o modelo de Treynor e Mazuy (1966). A escolha destes modelos deve-se ao facto de serem modelos muito utilizados em trabalhos académicos.

A Medida de Jensen (1968) e o modelo de Treynor e Mazuy (1966), utilizados na elaboração deste estudo, são usados, quer na abordagem não condicional, quer na abordagem condicional.

A Medida de Jensen (1968) surge após os estudos realizados nos anos anteriores, elaborados por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Treynor (1966). O autor acredita que é possível existir uma constante, que seja diferente de zero, de modo a captar a capacidade de previsão dos gestores de carteiras. A Medida de Jensen é a média da rendibilidade da carteira abaixo ou acima da que é prevista pelo CAPM:

$$r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

em que

$r_{p,t}$  - rendibilidade em excesso da carteira  $p$  no período  $t$ , sendo obtida através da diferença entre a rendibilidade da carteira  $p$  no período  $t$  e a taxa isenta de risco no período  $t$ ;

$\alpha_i$  - taxa da rendibilidade anormal do fundo de investimento

$\beta_i$  - risco sistemático da carteira  $p$ ;

$r_{m,t}$  - rendibilidade em excesso do mercado no período  $t$ , sendo obtido através da diferença entre a rendibilidade do mercado no período  $t$  e a taxa isenta de risco no período  $t$ ;

$\varepsilon_{p,t}$  - rendibilidade residual

A Medida de Jensen (1968) avalia o desempenho global dos gestores. Contudo, como referido anteriormente, o desempenho dos gestores pode resultar quer da capacidade de seletividade quer da capacidade *timing*.

Na análise da capacidade de *timing* e seletividade dos gestores de fundos de obrigações espanhóis e italianos iremos usar o modelo Treynor e Mazuy (1966).

Treynor e Mazuy (1966) foram os primeiros a propor um modelo capaz de avaliar a capacidade de *timing* dos gestores dos fundos. Os gestores deveriam ajustar a sua estratégia aos movimentos do mercado. Se o gestor achar que o mercado vai cair, ele deve mudar a composição da carteira, deve incluir títulos menos voláteis. Se o gestor achar que o mercado vai subir, deve mudar a composição da carteira no sentido oposto.

Para evidenciar a capacidade de *timing* dos gestores dos fundos, adicionaram um termo quadrático ao modelo do CAPM:

$$r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma_i (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

em que  $\alpha_i$  indica a capacidade de seletividade e  $\gamma_i$  é a medida da capacidade de *timing*.

Ferson e Schadt (1996) e Becker, Ferson, Myers e Schill (1999) defendem que a utilização de modelos de desempenho condicional permitem controlar a variação do prémio de risco. A abordagem condicional também minimiza o potencial enviesamento inerente aos métodos tradicionais.

O trabalho de Ferson e Schadt (1996) é o mais citado quando se fala em abordagem condicional, sendo considerado um dos primeiros trabalhos a utilizar essa abordagem para o desempenho de fundos de investimento. Os autores modificam várias medidas de desempenho clássicas, como por exemplo, o modelo de CAPM e o modelo de Treynor e Mazuy.

Para o estudo de Ferson e Schadt (1996), os autores escolheram cinco variáveis de informação pública que demonstraram, em estudos anteriores, serem úteis na previsão das rendibilidades dos títulos: 1) taxa de crescimento dos dividendos (*dividend yield*) de um índice de mercado; 2) medida do declive da estrutura temporal das taxas de juro; 3) indicador das taxas de juro de curto prazo; 4) um *spread* entre as rendibilidades de obrigações de empresas com diferentes *ratings* e 5) variável *dummy* para o mês de Janeiro. Os autores concluíram que as variáveis pré-determinadas são estatisticamente e economicamente significativas.

Os autores começaram por desenvolver a versão condicional para o modelo CAPM.

Segundos os autores, o CAPM condicional é baseado na seguinte equação:

$$r_{i,t} = \beta_{i,m}(Z_{t-1})r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4a)$$

com  $i = 0, \dots, N$  e

$$t = 0, \dots, T-1$$

$$E(\varepsilon_{i,t} | Z_{t-1}) = 0 \quad (4b)$$

$$E(\varepsilon_{i,t} r_{m,t} | Z_{t-1}) = 0 \quad (4c)$$

em que

$r_{i,t}$  – rendibilidade em excesso do ativo  $i$  no período  $t$

$Z_{t-1}$  – vetor de informação pública no período  $t-1$

$r_{m,t}$  – rendibilidade em excesso do mercado no período  $t$

$\beta_{i,m}(Z_{t-1})$  – beta condicional do ativo  $i$  no período  $t-1$

A equação anterior implica que qualquer previsão não enviesada da diferença entre a rendibilidade de um título e o produto do seu beta pelo rendibilidade em excesso de mercado, que difere de zero, deve ser baseada num conjunto de informações com mais conteúdo informativo do que  $Z_{t-1}$ . Usando somente a informação  $Z_{t-1}$ , a previsão desta diferença é zero. A estratégia da carteira que dependa somente da informação pública  $Z_{t-1}$  satisfaz uma regressão similar. O alfa da regressão deverá ser zero e o termo do erro não deverá ser associado às variáveis da informação pública.

Os autores assumem que os gestores apenas utilizam a informação contida em  $Z_{t-1}$ , o beta da carteira,  $\beta_{P,m}(Z_{t-1})$ , é apenas em função de  $Z_{t-1}$  e que a relação entre o parâmetro beta e o vetor  $Z_{t-1}$  é linear:

$$\beta_{P,m}(Z_{t-1}) = \beta_{0p} + \beta_p' Z_{t-1} \quad (5)$$

em que

$z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z_{t-1})$  – vetor de desvio de  $Z_{t-1}$  para a média não condicional

$\beta_p'$  – vetor que mede a relação entre o beta condicional e as variáveis informativas

$\beta_{0p}$  – média não condicional do beta condicional

A combinação das equações (4) e (5) dá origem à seguinte equação:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p' (Z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

em que

$E(\varepsilon_{i,t} | Z_{t-1}) = E(\varepsilon_{i,t} r_{m,t} | Z_{t-1}) = 0$ , e no modelo de CAPM,  $\alpha_i$  é também igual a zero.

Como foi referido anteriormente, utilizaremos também a abordagem condicional para o modelo Treynor e Mazuy (1966).

Ferson e Schadt (1996) propõem uma versão condicional do modelo Treynor-Mazuy.

Os autores assumiram que os gestores conseguem observar o vetor  $(z_{t-1}, r_{m,t+1} + \eta)^{10}$  em  $t$ , e que poderão escolher entre a carteira de mercado e ativos sem risco. Com uma utilidade exponencial e distribuição normal, a procura por ativos com risco é uma função linear da informação. Os autores consideram que, num modelo de dois ativos, o peso do índice de mercado é o *beta* da carteira, e é uma função linear de  $z_{t-1}$  e  $(r_{m,t+1} + \eta)$ . Ao colocar essa função linear no modelo (5), obtiveram a versão condicional da regressão Treynor e Mazuy:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p(z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Na sequência da apresentação destas metodologias procede-se, na próxima secção, a uma descrição dos dados sobre os quais irá incidir a dissertação.

---

<sup>10</sup>Admati, Bhattacharya, Pfleiderer e Ross (1986) descrevem um modelo em que o gestor tem uma aversão ao risco constante e com distribuição normal, observada no período  $t-1$ ,  $r_{m,t} + \eta$  é igual à rendibilidade de mercado no futuro mais o ruído.

## 4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Nesta secção será feita uma descrição dos dados utilizados neste trabalho. Para a elaboração deste estudo foi usada uma amostra de fundos de obrigações de dois países europeus: Espanha e Itália. Em ambos os países existem fundos de obrigações de curto e de médio e longo prazo. A classificação utilizada está de acordo com a classificação usada pela *Assogestioni* (*associazione società di gestione del gestione del risparmio*), para os fundos de obrigações italianos, e com a *Comisión Nacional del Mercado de Valores* (CNMV), para os fundos de obrigações espanhóis.

Os fundos de obrigações em Espanha são classificados como *Fondos de renta fija*. Os *Fondos de renta fija* possuem no seu património maioritariamente ativos de *renda fija*. Os produtos de *renda fija* são títulos representativos de dívida e consistem principalmente em obrigações e todas as suas variantes, incluindo também as *Letras de Tesouro* e promissórias de empresas.

Esta classificação subdivide estes fundos em *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo*, (em que a maioria das obrigações detidas por estes fundos possuem um prazo de maturidade inferior a dois anos) e *Fondos de Renta Fija a Mediano y Largo Plazo* (em que a maioria das obrigações detidas por estes fundos possuem um prazo de maturidade de mais de dois anos)<sup>11</sup>.

Os *Fondo Governative Obbligazionario* são fundos de investimento mobiliário que investe a maior parte do seu património em fundos de obrigações de governo, que investe principalmente em instrumentos financeiros que são emitidas por entidades soberanas<sup>12</sup>.

Os fundos de obrigações em Itália são classificados como *Fondo Governative Obbligazionario*. Os fundos de obrigações dividem-se em *Fondo Obbligazionario Governative Breve Termine* (em que a maioria das obrigações detidas por estes fundos possuem um prazo de maturidade até dois anos) e em *Fondo Obbligazionario Governative Medio/Lungo Termine* (em que a maioria das obrigações detidas por estes fundos possuem um prazo de maturidade de mais de dois anos)<sup>13</sup>.

---

<sup>11</sup> As classificações foram retiradas através da seguinte página de Web: [www.cnmv.es](http://www.cnmv.es).

<sup>12</sup> A definição foi retirada através da página da seguinte página de Web: ([www.assogestioni.it/index.cfm/3,139,565/07\\_40020.pdf](http://www.assogestioni.it/index.cfm/3,139,565/07_40020.pdf)).

<sup>13</sup> As classificações foram retiradas através da seguinte página de Internet: [www.assogestioni.it](http://www.assogestioni.it).

O período de estudo está compreendido entre fevereiro de 2001 e dezembro de 2009. Tal como na maioria dos estudos anteriores, as taxas utilizadas são mensais.

No total são analisados 82 fundos de obrigações, distribuídos da seguinte forma: 38 fundos de obrigações italianos (24 fundos de obrigações de curto prazo e 14 fundos de obrigações de médio e longo prazo); 44 fundos de obrigações espanhóis (28 fundos de obrigações de curto prazo e 16 fundos de obrigações de médio e longo prazo). Estes foram os fundos que foi possível obter na *Datastream*, para o período de fevereiro de 2001 a dezembro de 2009.

Apesar de alguns dos fundos serem classificados pelas autoridades oficiais como fundos de obrigações de curto prazo, as suas características estão muito próximo dos fundos de tesouraria. Nessa condição encontra-se alguns dos fundos de obrigações espanhóis de curto prazo.

O estudo apenas avalia o desempenho de fundos de obrigações espanhóis e italianos que se mantiveram em atividade durante o período em análise. Os estudos que possuem apenas os fundos que sobrevivem apresentam avaliações de desempenho sobrestimadas. Este tipo de enviesamento é geralmente dominado por *survivorship bias*<sup>14</sup>. O *survivorship bias* coloca alguns problemas na análise dos resultados. Em algumas das situações, as entidades gestoras de fundos permitem que os fundos com piores desempenhos sejam incorporados noutros fundos mais bem sucedidos de modo a camuflar os resultados menos favoráveis.

Blake, Elton e Gruber (1993) estimam que o *survivorship bias* gera uma rendibilidade de 27 pontos base por ano para os fundos de obrigações. Esta estatística é obtida através da diferença entre a rendibilidade em excesso ajustada ao risco dos fundos que sobrevivem e dos que não sobrevivem.

Elton, Gruber e Blake (1996), fornecem estimativas de *survivorship bias* que podem ser usadas como referências para determinar o valor de enviesamento para os estudos que não têm em conta a *survivorship*. Os autores analisam também as características dos fundos que desaparecem através da fusão e dos fundos em que se fundem.

Apesar do tema ser amplamente analisado na literatura financeira, o *survivorship bias* continua a suscitar controvérsia no meio académico. Por um lado, existem autores que defendem que o impacto do *survivorship bias* é reduzido. Entre os trabalhos

---

<sup>14</sup> O fenómeno do *survivorship bias* foi inicialmente estudado por Brown, Goetzmann, Ibbotson e Ross (1992).

podemos dar como exemplo os estudos elaborados por Grinblatt e Titman (1989), Kao, Cheng e Chang (1998) e Goetzmann, Ingersoll e Ivkovic (2000). Contudo, Shukla e Trzcinka (1994) defendem que o *survivorship bias* deriva da própria capacidade que os investidores têm em penalizar os gestores pelos seus fracos desempenhos (Oliveira, 2010).

### **Rendibilidade dos Fundos de Obrigações**

Os dados necessários para o cálculo da rendibilidade dos fundos foram retirados da base de dados *Datastream*.

A taxa isenta de risco considerada para este estudo foi a taxa Euribor (*Euro Interbank Offered Rate*) a 1 mês, também obtida através da *Datastream*.

A carteira *Fundos de Obrigações de Curto Prazo Espanhóis* (FOCPE) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados como sendo *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo*.

A carteira *Fundos de Obrigações de Médio e Longo Prazo Espanhóis* (FOMLPE) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados como sendo *Fondos de Renta Fija a Mediano y Largo Plazo*.

A carteira com todos os Fundos de Obrigações Espanhóis (FOTE) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados quer como sendo *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo* quer como sendo *Fondos de Renta Fija a Mediano y Largo*.

A carteira *Fundos de Obrigações de Curto Prazo Italianos* (FOCPI) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados como sendo *Fondo Obbligazionario Governative Breve Termine*.

A carteira *Fundos de Obrigações de Médio/ Longo Prazo Italianos* (FOMLPI) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados como sendo *Fondo Obbligazionario Governative Médio/ Lungo Termine*.

A carteira com todos os fundos de obrigações italianos (FOTI) foi criada através da média das rendibilidades de todos os fundos classificados quer como sendo *Fondo Obbligazionario Governative Breve Termine* quer como sendo *Fondo Obbligazionario Governative Médio/ Lungo Termine*.

Os modelos utilizados no estudo para a avaliação de desempenho assumem que as rendibilidades dos fundos são normalmente distribuídas. De modo a confirmar, se as rendibilidades obtidas, para os fundos de obrigações dos dois países, realizamos o teste

Jarque-Bera, para um nível de significância de 5%. O teste Jarque-Bera permite aferir se uma série possuiu uma distribuição normal<sup>15</sup>.

O teste Jarque-Bera, observado na Tabela 1, indica que para as rendibilidades em excesso da carteira de FOCPE e para a carteira de FOTE rejeitamos a hipótese nula de existência de uma distribuição normal para um nível de significância de 5%<sup>16</sup>. Para a carteira FOMLPE não se rejeita a hipótese nula de existência de uma distribuição normal para um nível de significância de 5%. Em termos individuais, apenas para 11 (sendo na sua totalidade fundos de médio e longo prazo) dos 44 fundos de obrigações espanhóis não se rejeita a hipótese nula de existência de uma distribuição normal para um nível de significância de 5% (informação que pode ser observada no Apêndice 1).

Relativamente aos fundos de obrigações italianos, como podemos observar na Tabela 2, nunca se rejeita a hipótese nula de existência de uma distribuição normal para um nível de significância de 5%. Para grande parte dos fundos de obrigações italianos (26 dos 38 fundos) não rejeitam a hipótese nula de existência de uma distribuição normal para um nível de significância de 5%. (informação que pode ser observada no Apêndice 2).

As rendibilidades, ajustadas a dividendos, foram calculadas através da seguinte fórmula:

$$r_{p,t} = \ln \left( \frac{RI_{p,t}}{RI_{p,t-1}} \right) \quad (8)$$

em que

$r_{p,t}$  – Rendibilidade total do fundo  $p$  no período  $t$ ;

$RI_{p,t}$  – *Return Index* do fundo  $p$  no fim do período  $t$ ;

$RI_{p,t-1}$  – *Return Index* do fundo  $p$  no fim do período  $t-1$ .

Na Tabela 1 e Tabela 2 são apresentadas algumas estatísticas (mais precisamente a média, desvio-padrão, máximo, mínimo, mediana, assimetria, curtose, teste Jarque-

---

<sup>15</sup> O teste é calculado através da seguinte fórmula:  $JB = \frac{N-k}{6} * \left( A^2 + \frac{(c-3)^2}{4} \right)$  em que  $A$  é a Assimetria,  $C$  é a

Curtose e  $k$  representa o número de coeficientes estimados utilizados para criar a série e  $N$  representa o número de observações da amostra. O teste Jarque-Bera segue distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade.

<sup>16</sup> A utilização da Medida de Jensen (1968) e do Modelo de Treynor e Mazuy (1966) pressupõem a existência de normalidade nas séries introduzidas. No caso da carteira e fundos de obrigações espanhóis de curto prazo e para a carteira FOTE, que na sua maioria das séries de rendibilidades não respeitam a normalidade, será necessário fazer uma ressalva para os resultados obtidos através destes modelos.



Bera e a respetiva probabilidade) referentes às rendibilidades em excesso das carteiras de fundos espanhóis e italianos, respetivamente. São apresentados nos apêndices 1 e 2 algumas estatísticas descritivas (Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana, Assimetria, Curtose, Jarque-Bera e a respetiva probabilidade) dos fundos de obrigações espanhóis e italianos, respetivamente.

Analisando a Tabela 1, constatamos que em média, a rendibilidade em excesso mensal da carteira de todos os fundos espanhóis é de -0,104% (para os fundos espanhóis de curto prazo é de -0,010% e para os fundos espanhóis de médio e longo prazo é de -0,070%). Analisando a Tabela 2, constatamos que em média, a rendibilidade em excesso mensal da carteira de todos os fundos italianos é de -0,016% (para os fundos italianos de curto prazo é de -0,040% e para os fundos italianos de médio e longo prazo é de -0,025%).

**Tabela 1** – Estatísticas referentes às rendibilidades em excesso das carteiras de fundos espanhóis para o período fevereiro de 2001 a dezembro de 2009.

Esta tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas, mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana (que se encontram em percentagem), Assimetria, Curtose, Teste Jarque-Bera e a respetiva probabilidade, relativas às rendibilidades em excesso mensais das carteiras de fundos de obrigações espanhóis.

	Média	Desvio – Padrão	Máximo	Mínimo	Mediana	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera (JB)	p-val JB
Carteira FOCPE	-0,104	0,211	0,322	-1,246	-0,078	-2,730	14,327	705,000	0,000
Carteira FOMLPE	-0,010	0,511	1,213	-1,227	0,012	-0,130	2,790	0,500	0,779
Carteira FOTE	-0,070	0,271	0,533	-1,239	-0,055	-0,822	5,392	37,541	0,000

**Tabela 2** – Estatísticas referentes às rendibilidades em excesso dos fundos de obrigações italianos para o período fevereiro de 2001 a dezembro de 2009

Esta tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas, mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana (que se encontram em percentagem), Assimetria, Curtose, Teste Jarque-Bera e a respetiva probabilidade, relativas às rendibilidades em excesso mensais dos fundos de obrigações italianos.

	Média	Desvio – Padrão	Máximo	Mínimo	Mediana	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera (JB)	p-val (JB)
Carteira FOCPI	-0,040%	0,213%	0,518%	-0,616%	-0,035%	-0,198	3,205	0,888	0,642
Carteira FOMLPI	0,025%	0,628%	1,614%	-1,235%	0,068%	0,009	2,565	0,843	0,656
Carteira FOTI	-0,016%	0,352%	0,752%	-0,844%	-0,002%	-0,159	2,624	1,084	0,582

## Rendibilidade da Carteira de Mercado

Para o mercado espanhol foram utilizados os seguintes índices: 1) – *FTSE Global Government ES 1-3 Y*; 2) – *FTSE Global Government ES 3-5Y*; 3) – *FTSE Global Government ES 7-10Y* e 4) – *FTSE Global ES Government All Maturities*

Para o mercado italiano foram utilizados os seguintes índices: 1) – *FTSE Global Government IT 1-3 Y*; 2) – *FTSE Global Government IT 3-5Y*; 3) – *FTSE Global Government IT 7-10 Y* e 4) – *FTSE Global IT Government All Maturities*.

Os dados necessários para calcular a rendibilidade da carteira de mercado foram obtidos através da base de dados *Datastream*.

A rendibilidade do mercado no período  $t$ , ( $R_{m,t}$ ) foi calculada utilizando a seguinte expressão:

$$R_{m,t} = \ln \left( \frac{RI_{p,t}}{RI_{p,t-1}} \right) \quad (9)$$

em que

$R_{m,t}$  – Rendibilidade total do mercado no período  $t$ ;

$RI_{p,t}$  – *Return Index* do índice de mercado no período  $t$ ;

$RI_{p,t-1}$  – *Return Index* do índice de mercado no período  $t-1$ .

Na Tabela 3 são apresentadas algumas estatísticas descritivas referentes ao prémio de mercado para ambos os países.

As médias das rendibilidades em excesso das carteiras de mercado apresentam valores negativos. Em relação ao teste Jarque-Bera, para um nível de significância de 5%, permite aferir que para a maioria das carteiras de mercado não se rejeita a hipótese nula de existência de uma distribuição normal.

**Tabela 3** - Estatísticas referentes ao prémio de mercado.

Esta tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas, mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana (que se encontram em percentagem), Assimetria, Curtose, Teste Jarque-Bera e a respetiva probabilidade, relativas às rendibilidades em excesso mensais dos índices de mercado.

	Média	Desvio - Padrão	Máximo	Mínimo	Mediana	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera (JB)	p-val (JB)
Ftse Global Govt. Es 1-3y	0,079	0,451	1,379	-1,829	0,067	-0,538	5,043	23,770	0,000
Ftse Global Govt. Es 3-5y	0,150	0,782	2,072	-1,384	0,197	-0,032	2,334	1,995	0,369
Ftse Global Govt. Es 7-10y	0,204	1,378	4,531	-3,817	0,385	-0,090	3,227	0,374	0,829
Ftse Global Govt. Es All Mats	0,167	1,088	3,602	-2,654	0,325	-0,047	2,920	0,067	0,967

Ftse Global Govt. It 1-3y	0,106	0,403%	1,196	-0,824	0,112	-0,030	2,688	0,450	0,799
Ftse Global Govt. It 3-5y	0,176	0,764%	1,723	-1,474	0,306	-0,199	2,430	2,158	0,340
Ftse Global Govt. It 7-10y	0,258	1,303%	4,316	-2,436	0,448	0,020	2,857	0,098	0,952
Ftse Global Govt. It All Mats	0,196	1,021%	2,671	-1,971	0,307	-0,180	2,445	1,953	0,377

### Variáveis Condicionais

Neste estudo foram consideradas três variáveis de informação pública a incorporar nos modelos condicionais: 1) taxa de crescimento dos dividendos; 2) declive da estrutura temporal de taxas de juro e 3) indicador das taxas de juro de curto prazo.

Na análise é utilizado um desfaseamento temporal de 1 mês para cada uma das variáveis, de modo a que estas possam ser indicadores representativos de informação pública disponível para os investidores.

A maioria dos estudos que avaliam o desempenho dos fundos de investimentos considerando a abordagem condicional, utilizam as mesmas variáveis de informação, como por exemplo estudos realizados por Ferson e Schadt (1996), Christopherson, Ferson e Glassman (1998) e Sawicki e Ong (2000). Os estudos anteriores analisam fundos de acções. Para os fundos de obrigações podemos dar como exemplo o trabalho realizado por Gallagher e Jarnecic (2002) que utiliza as mesmas variáveis de informação pública do estudo de Sawicki e Ong (2000).

### Taxa de Crescimento dos Dividendos

Para esta variável, foram utilizados os índices *FTSE Spain* (DYE) – *Dividend Yield* e *FTSE Italy* (DYI) – *Dividend Yield* para o mercado espanhol e para o mercado italiano, respetivamente. Os dados foram obtidos através da base de dados *Datastream*.

### Declive da Estrutura Temporal de Taxas de Juro

O declive da estrutura temporal é obtido através da diferença entre o rendimento de obrigações do governo de longo prazo e o rendimento de obrigações do governo de curto prazo no mercado secundário (esta variável para o caso espanhol é denominado por TSE e para o caso italiano é denominado por TSI)

Para os fundos de obrigações italianas foram utilizadas a *Rendimento Médio Lordo dei BTP* e *Tasso Lordo Composto di Aggiudicazione dei BOT a 6 mesi*. A informação foi obtida através da página electrónica do *Banca Centrale Italiana*.

Para o mercado espanhol foram utilizadas a taxa de rendimento de *Obligaciones del Estado a 10 años* e a rendibilidade das *Letras de Tesouro a 6 meses*. A informação foi retirada da página electrónica do *Banco Central de España*.

### **Taxas de Juro de Curto Prazo**

Como indicador do nível das taxas de juro de curto prazo foi utilizada a rendibilidade mensal da taxa Euribor a 3 meses. Os dados foram obtidos através da base de dados *Datastream*.

Quando são elaborados estudos empíricos com base em séries temporais de dados há alguns aspectos que devemos ter em atenção, sob pena de apresentar resultados enviesados.

Os estudos elaborados por Yule (1926) e Granger e Newbold (1974), são considerados clássicos sobre as regressões espúrias.

Ferson, Sarkissian e Simin (2003) tentam mostrar soluções para resolver o problema das regressões espúrias. Uma das soluções propostas foi uma abordagem defendida por Campbell (1991). Essa abordagem é muito simples. Campbell (1991) propôs que se subtraísse as variáveis com uma média móvel dos 12 meses anteriores. Para além disso as variáveis foram utilizadas na sua forma de médias iguais a zero. Na Tabela 4 são apresentadas algumas estatísticas referentes às três variáveis utilizadas para o período em análise.

Na Tabela 4 são apresentadas algumas estatísticas relativas às variáveis condicionais utilizadas neste estudo. Podemos realçar que todas as séries utilizadas apresentam elevados coeficientes de correlação de 1.<sup>a</sup> ordem (entre 0,891 e 0,964), algo que poderá acarretar enviesamentos aquando da estimação dos parâmetros dos modelos.

**Tabela 4** – Estatísticas referentes às variáveis informação, usando variáveis *stochastically detrended* e sob a forma de desvio.

A tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas (mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana, Assimetria e Curtose) das variáveis de informação, usando variáveis *stochastically detrended* e sob a forma de desvio. Neste estudo são consideradas 3 variáveis de informação pública a incorporar nos modelos condicionais: taxa de crescimento dos dividendos (sendo denominada por DYE para o mercado espanhol e denominada por DYI para o mercado italiano); um indicador das taxas de juro de curto prazo (Euribor) e o declive da estrutura temporal de taxas de juro (sendo denominada por TSE para o mercado espanhol e denominada por TSI para o mercado italiano).

	DYE	DYI	Euribor	TSE	TSI
Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Desvio-padrão	0,716	1,358	0,054	0,601	0,614
Máximo	2,732	4,370	0,073	2,002	2,299
Mínimo	-1,780	-4,235	-0,161	-0,818	-0,904
Mediana	-0,072	0,089	0,014	-0,106	-0,109
Assimetria	1,014	-0,535	-1,324	1,434	1,481
Curtose	6,531	6,188	4,470	5,475	5,138
AC(1)	0,891	0,891	0,964	0,898	0,939

## 5. ANÁLISE EMPÍRICA

Nesta secção são apresentados e discutidos os resultados obtidos na análise do desempenho dos fundos de obrigações italianos e espanhóis, para o período de fevereiro de 2001 a dezembro de 2009<sup>17</sup>.

Numa primeira fase iremos abordar os resultados dos coeficientes de regressão que foram obtidos através da utilização da mesma carteira de mercado para todos os fundos (independentemente da categoria do fundo). Para os fundos de obrigações espanhóis será utilizado o *FTSE Global ES Government All Maturities* e para os fundos de obrigações italianos, o *FTSE Global IT Government All Maturities*.

Numa fase posterior iremos abordar os resultados obtidos para os coeficientes de regressão usando uma carteira de mercado específico para cada uma das categorias de fundos.

Na avaliação do desempenho de fundos de obrigações espanhóis, utilizámos o *FTSE Global ES Government 1-3 years* como carteira de mercado para os fundos classificados como *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo*. No caso dos fundos classificados como *Renta Fija a Mediano y Largo Plazo* foi utilizado o *FTSE Global ES Government 7-10 years* como carteira de mercado. Para a carteira que possui todos os fundos de obrigações espanhóis foi utilizado o *FTSE Global ES Government 3-5 years* como carteira de mercado.

Na avaliação do desempenho de fundos de obrigações italianos, utilizámos o *FTSE Global IT Government 1-3 years* como carteira de mercado para os fundos classificados como *Fondo Obbligazionario Governative Breve Termine*. No caso dos fundos classificados como *Fondo Obbligazionario Governative Médio/ Lungo Termine* foi utilizado o *FTSE Global IT Government 7-10 years* como carteira de mercado. Para a carteira que possui todos os fundos de obrigações italianos foi utilizado o *FTSE Global IT Government 3-5 years* como carteira de mercado.

Apresentam-se nesta secção os resultados relativos às carteiras dos fundos de obrigações de ambos os países e uma síntese dos resultados relativos aos fundos individualmente. As estatísticas detalhadas para os fundo individuais irão ser apresentados em apêndice.

---

<sup>17</sup> Os resultados obtidos na aplicação dos modelos anteriormente referidos foram produzidos através do *Stata Versão 10.1*.

Na aplicação dos modelos descritos anteriormente, poderão surgir violações aos pressupostos de modelos de regressão linear, sendo os principais problemas: o de heteroscedasticidade (nesta situação as variâncias das perturbações aleatória não são constantes, ou seja,  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2$  e o de autocorrelação (esta situação exige que a  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$  em que  $i \neq j$  e  $i, j = 1, 2, \dots, n$ ).

Dado que na maioria dos estudos, as rendibilidades dos fundos têm o problema dos resíduos autocorrelacionados e heteroscedásticos iremos utilizar a metodologia de Newey e West (1987)<sup>18</sup>.

## Abordagem Não Condicional

### Medida de Jensen (1968)

Nas Tabelas 5 e 6 são apresentadas estimativas das regressões obtidas para as carteiras de fundos de obrigações utilizando a Medida de Jensen (1968) para o mercado espanhol e italianos, respetivamente. Nos apêndices 3 e 4 são apresentadas as estimativas dos fundos de obrigações de forma individual, utilizando os modelos referidos anteriormente, quer para o mercado espanhol, quer para o mercado italiano.

Na Tabela 5 podemos observar que as 3 carteiras de fundos de obrigações espanhóis possuem alfas ligeiramente negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 1%. Em relação ao coeficiente de determinação ajustado, vemos que a carteira FOCPE e a carteira FOTE apresentam um valor bastante baixo, que ronda os 4% os 48%, respetivamente. Uma das explicações deste acontecimento pode dever-se às classificações atribuídas pelas autoridades oficiais. Alguns dos fundos que são classificados como sendo fundos de obrigações de curto prazo podem possuir no seu património instrumentos do mercado monetário e depósitos bancários. Ou seja, em alguns fundos, que são classificados como sendo fundos de obrigações de curto

---

<sup>18</sup>O estimador de Newey-West é dado por:  $\hat{\Sigma}_{NW} = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \hat{\Omega} (X'X)^{-1}$  onde

$$\hat{\Omega} = \frac{T}{T-k} \left\{ \sum_{t=1}^T \mu_t^2 x_t x_t' + \sum_{v=1}^q \left( \left(1 - \frac{v}{q+1}\right) \sum_{t=v+1}^T (x_t \mu_t \mu_{t-v} x_{t-v}' + x_{t-v} \mu_{t-v} \mu_t x_t') \right) \right\}$$

em que  $q$  é obtido por:  $q = \text{floor}(4(T/100)^{2/9})$

prazo, apresentam características muito próximas aos fundos de tesouraria. Por essa razão, a carteira de mercado (*FTSE Global ES Government All Maturities*) não é melhor variável explicativa para os fundos de obrigações espanhóis de curto prazo.

Na mesma tabela também podemos observar que a grande maioria dos fundos, 26 dos 44 fundos, apresentam valores de alfa negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5% (nesta condição estão 19 fundos de obrigações de curto prazo e 7 fundos de obrigações de médio e longo prazo). Podemos observar que grande parte dos gestores de fundos de obrigações de espanhóis não consegue superar o mercado, tal como os resultados obtidos em estudos anteriores.

**Tabela 5** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e à autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/ N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Carteira FOCPE	28	-0,111	-3,26***	0/9/19	0,041	2,58**	3,57
Carteira FOMLPE	16	-0,079	-2,74***	0/9/7	0,408	10,35***	74,22
Carteira FOTE	44	-0,099	-3,61***	0/18/26	0,174	7,72***	48,09

Na Tabela 6, vemos que todas as carteiras de fundos de obrigações italianos, apresentam alfas estatisticamente significativos para um nível de significância de 1%. Quase todos os fundos de obrigações italianos apresentam alfas negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5% (apenas 4 fundos apresentam alfas negativos e estatisticamente não significativos). Os coeficientes de determinação ajustados assumem valores mínimos que rondam os 8,73% (*Tesoreria Fondo Per Le Imprese*) e máximos que atingem os 94,79% (*Eurizon Focus Obb.Euro*). No geral, os fundos de obrigações italianos de curto prazo apresentam valores de coeficientes de determinação ajustados (em que muitos deles não ultrapassam os 60%) inferiores aos obtidos pelos fundos de obrigações italianos de médio e longo. Os fundos de obrigações italianos de curto prazo também têm o mesmo problema dos fundos de obrigações espanhóis de curto prazo. Alguns dos fundos de obrigações italianos de curto prazo, apesar de lhes terem sido atribuída essa classificação, possuem uma parte significativa no seu património instrumentos monetário e depósitos bancários.



Os resultados obtidos mostram, que em geral, os fundos de obrigações italianos não conseguem superar o índice de mercado. Estes resultados são consistentes com os resultados obtidos por outros autores, como por exemplo Maag e Zimmermann (2000) e Dietze, Entrop e Wilkens (2009).

**Tabela 6** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta r_{m,t} + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e à autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Carteira FOCPI	24	-0,072	-3,80***	0/2/22	0,165	9,37***	62,74
Carteira FOMLPI	14	-0,092	-5,37***	0/2/12	0,597	39,70***	94,15
Carteira FOTE	38	-0,079	-4,65***	0/4/34	0,325	22,03***	88,39

Nas Tabelas 7 e 8 são apresentadas as estimativas das regressões obtidas para as carteiras de fundos de obrigações utilizando a Medida de Jensen (1968) para o mercado espanhol e italiano, respetivamente, mas usando uma carteira de mercado diferente. Nos apêndices 5 e 6 são apresentadas as estatísticas dos fundos de obrigações de forma individual, utilizando o modelo referido anteriormente, quer para o mercado espanhol, quer para o mercado italiano.

Na Tabela 7 observamos que todas as carteiras possuem alfas negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%. Apesar dos alfas das carteiras de fundos de obrigações espanhóis serem estatisticamente significativos, temos de ter em atenção aos resultados obtidos. Ao observamos a tabela, vemos que  $R^2$ -Ajustado da carteira FOCPE é negativo (mais precisamente - 0,91%). Uma das explicações para este acontecimento pode dever-se ao facto do  $R^2$  possuir um valor muito baixo. Gujarati (2000) afirma que mesmo com um  $R^2$  ajustado de valor baixo, não significa que o modelo seja necessariamente inútil. Alguns autores não atribuem grande importância ao uso de  $R^2$  como uma medida do grau de ajuste, bem como ao seu uso para comparar dois ou mais modelos. Nesta situação devemos-nos preocupar mais com a relevância lógica ou teórica das variáveis explicativas para a variável dependente e com o seu significado estatístico. Teremos de fazer uma ressalva dos resultados obtidos, nas tabelas 5 e 7 e apêndices 3 e 5, dado que a maioria das séries utilizadas

apresentam rendibilidades que não respeitam a normalidade (principalmente para os fundos de obrigações de curto prazo e as carteiras de FOCPE e a carteira FOTE).

Um outra explicação para isso acontecer deve-se ao facto de a carteira de mercado *FTSE Global ES Government 1-3 years* também não respeitar a normalidade.

Cobelas (1995) também concluiu que, em geral, os gestores de fundos de obrigações espanhóis não conseguem superar a carteira de mercado.

Silva, Cortez e Armada (2003) também concluíram que a maioria dos fundos de obrigações espanhóis (mais precisamente 140 dos 157 fundos) apresentam alfas com valores de negativos e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%).

**Tabela 7** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis, com uma carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidas através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon$ , considerando a carteira de mercado para a carteira FOCPE o *FTSE Global ES Government 1-3 years*, para a carteira FOTE o *FTSE Global ES Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPE o *FTSE Global ES Government 7-10 years*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e à autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Carteira FOCPE	28	-0,103	-3,55***	0/8/20	-0,010	-0,09	-0,91
Carteira FOMLPE	16	-0,076	-2,38**	0/9/7	0,319	9,36***	72,70
Carteira FOTE	44	-0,102	-3,88***	0/17/27	0,217	5,22***	38,29

Na Tabela 8 podemos observar que mesmo alterando a carteira de mercado, todas as carteiras de fundos de obrigações italianos apresentam valores de alfa negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 1%. A nível individual, como podemos observar na Tabela 8, todos os fundos de obrigações italianos de curto prazo apresentam valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%. Em relação aos fundos de obrigações italianos de médio e longo prazo apenas 2 fundos apresentam alfas estatisticamente não significativos. Os coeficientes de determinação ajustados, de uma maneira geral apresentam uma melhoria dos valores. Assumem valores mínimos que rondam os 13,24% (*Anima Obb. Euro*) e máximos que atingem os 94,65% (*Arca MM*).

Silva, Cortez e Armada (2003) também observaram que a maioria dos fundos obrigações italianos (53 dos 58 fundos) possuem estimativas de alfa negativas e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%.

Como no estudo de Silva, Cortez e Armada (2003), os nossos resultados mostram que os gestores de fundos de obrigações italianos, em geral, não conseguem bater o mercado.

**Tabela 8** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos, com uma carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p, i} = \alpha + \beta_i r_{m, i} + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado para a carteira FOCPI o *FTSE Global IT Government 1-3 years*, para a carteira FOTI o *FTSE Global IT Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPI o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Carteira FOCPI	24	-0,093	-9,86***	0/0/24	0,502	20,69***	90,75
Carteira FOMLPI	14	-0,095	-4,60***	0/2/12	0,464	29,76***	92,75
Carteira FOTI	38	-0,092	-6,53***	0/2/36	0,434	30,62***	88,70

De uma maneira geral, para a Medida de Jensen (1968), as estimativas para os riscos de mercado apresentam valores muito baixos.

Os resultados encontrados são consistentes com os resultados obtidos em estudos anteriores, nos quais os gestores não conseguem superar a carteira de mercado, como por exemplo, no estudo de Blake, Elton e Gruber (1993) para os fundos de obrigações norte-americanos, Gallagher e Jarnecic (2002) para os fundos de obrigações australianos retalhistas.

### Modelo de Treynor e Mazuy (1966)

Nas Tabelas 9 e 10 são apresentados os resultados das carteiras de fundos de obrigações utilizando o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) para os mercados espanhol e italiano, respetivamente. Nos apêndices 7 e 8 são avaliados os fundos de obrigações de forma individual, utilizando o modelo referido anteriormente, quer para o mercado espanhol, quer para o mercado italiano.

Os resultados apresentados na Tabela 9, permitem observar que as carteiras de fundos de obrigações espanhóis possuem coeficiente de *timing* estatisticamente não significativo. A nível individual vemos que 32 dos 44 fundos de obrigações de

espanhóis apresentam estimativas de *timing* que não rejeitam a hipótese nula. A maioria dos fundos de obrigações espanhóis apresenta desempenho *timing* neutro.

Em relação ao coeficiente de seletividade observamos que para as 3 carteiras de fundos de obrigações espanhóis os coeficientes de alfa são negativos e estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%. Ao nível individual, os fundos de obrigações espanhóis possuem na sua maioria (mais precisamente 29 dos 44 fundos de obrigações) os valores dos coeficientes de alfa negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%.

Os coeficientes de correlação entre a estimativa de seletividade e *timing* apresentam uma fraca correlação negativa.

Os resultados obtidos são consistentes com os resultados empíricos obtidos por diversos autores que aplicaram esta metodologia.

**Tabela 9** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado a *FTSE Global ES Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas e gamas positivos, iguais a zero e negativos (N<sup>+</sup>/0/ N<sup>-</sup>) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o R<sup>2</sup> Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$
Carteira FOCPE	28	-0,096	-3,10***	0/9/19	-1,266	-1,08	7/18/3	0,045	3,10***	3,61	-0,058
Carteira FOMLPE	16	-0,105	-4,12***	0/6/10	2,275	1,07	2/14/0	0,401	9,51***	74,51	-0,385
Carteira FOTE	44	-0,099	-4,05***	0/15/29	0,022	0,02	9/ 32/3	0,174	7,94***	47,59	-0,018

Na Tabela 10 observamos que a carteira FOMLPI apresenta capacidade de *timing* positivo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%. A nível individual, 6 dos fundos de obrigações de médio e longo prazo apresentam capacidade de *timing* positivo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Huang e Wang (2008) também fornecem evidências que em média, os gestores de fundos possuem capacidade de *timing* positiva e estatisticamente significativa. Contudo, como vai ser possível ver mais adiante, o resultado altera-se ao mudarmos de carteira de mercado (o desempenho capacidade de *timing* torna-se neutro).

Para as outras duas carteiras a capacidade de *timing* apresentam desempenho neutro. A nível individual, todos os fundos de obrigações italianos de curto prazo apresentam desempenho de *timing* neutro.

Em relação à capacidade de seletividade, verificamos que todas as carteiras de fundos de obrigações italianos apresentam valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%. Apesar da carteira FOCPI apresentar valores estatisticamente significativos, de forma individual os fundos de obrigações italianos de curto prazo vemos na sua maioria (mais precisamente 13 dos 24 fundos) apresentam desempenho neutro. Enquanto, que para a maioria (mais precisamente 12 de 14) dos fundos de obrigações italianos de médio e longo prazo apresentam valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%.

Os coeficientes de correlação entre a estimativa de seletividade e *timing* apresentam uma moderada correlação negativa.

Os coeficientes de determinação ajustados das carteiras apresentam valores elevados passando os 85% (com exceção da carteira FOCPI que assume um valor que ronda os 63%). Os coeficientes de determinação ajustados dos fundos de obrigações italianos assumem valores mínimos que rondam os 9,02% (*Tesoreria Fondo Per Le Imprese*) e máximos que atingem os 94,77% (*Eurizon Focus Obb.Euro*).

**Tabela 10** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas e gamas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/ N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	$N^+/0/ N^-$	Gama	T-Gama	$N^+/0/ N^-$	Beta	T-Beta	$R^2$ Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$
Carteira FOCPI	24	-0,062	-2,09**	0/13/11	-0,994	-0,59	0/24/0	0,168	9,81***	62,72	-0,797
Carteira FOMLPI	14	-0,118	-6,32***	0/2/12	2,561	2,91***	6/8/0	0,592	42,46***	94,35	-0,423
Carteira FOTI	38	-0,083	-3,50***	0/15/23	0,313	0,24	6/32/0	0,324	21,27***	88,30	-0,697

Nas Tabelas 11 e 12 são apresentados os resultados das carteiras de fundos de obrigações utilizando o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) para os mercados espanhol e italiano, respetivamente, usando uma carteira de mercado alternativo. Nos apêndices 9 e 10 são avaliados os fundos de obrigações de forma individual, utilizando o modelo referido anteriormente, quer para o mercado espanhol, quer para o mercado italiano.

Como é possível observar na Tabela 11, os coeficientes de gama da carteira FOCPE e da carteira FOTE apresentam valores negativos e estatisticamente significativos, apenas para um nível de significância de 10%. A nível individual, podemos observar que 9 fundos de obrigações espanhóis apresentam capacidade de *timing* negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 10%. (também mostra que existe 2 fundos que possuem capacidade de *timing* positivo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%). A carteira FOMLPE apresenta capacidade de *timing* neutro. A nível individual, observamos que grande parte dos fundos de obrigações espanhóis apresentam capacidade de *timing* neutro (mais precisamente 30 dos 44 fundos de obrigações). Em relação à capacidade de seletividade, as 3 carteiras de fundos de obrigações espanhóis apresentam valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%. A nível individual, observamos que a maioria dos fundos de obrigações espanhóis apresentam capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativa para um nível de significância de 5% (mais precisamente 26 dos 44 fundos de obrigações).

Os coeficientes de correlação entre a estimativa de seletividade e *timing* apresentam uma moderada correlação negativa.

Os resultados obtidos são consistentes com os resultados empíricos obtidos por diversos autores que aplicaram esta metodologia.

**Tabela 11** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para carteiras de fundos de obrigações espanhóis com uma carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado para a carteira FOCPE o *FTSE Global ES Government 1-3 years*, para a carteira FOTE o *FTSE Global ES Government 3-5* e para a carteira FOMLPE será utilizado o *FTSE Global ES Government 7-10 years*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas e gamas positivos, iguais a zero e negativos (N<sup>+</sup>/0/ N<sup>-</sup>) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o R<sup>2</sup> Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$
Carteira FOCPE	28	-0,063	-2,89***	0/11/17	-18,641	-1,94*	2/17/9	-0,025	-0,23	10,27	-0,406
Carteira FOMLPE	16	-0,109	-3,84***	0/7/9	1,794	1,44	3/13/0	0,313	8,82***	73,42	-0,350
Carteira FOTE	44	-0,057	-2,29**	0/18/26	-7,754	-1,78*	5/30/9	0,238	8,78***	41,78	-0,525

<sup>19</sup> Tal como foi referido anteriormente, temos de ter muita atenção aos resultados obtidos através destas séries de dados (devido ao facto de a maior parte das séries não respeitarem a normalidade).

Na Tabela 12 podemos observar que todas as carteiras de fundos de obrigações italianos possuem capacidade de *timing* neutro. Ao compararmos com os resultados obtidos na Tabela 10, podemos observar que a carteira FOMLPI deixou de possuir capacidade de *timing* positivo, passando a ser neutro. A nível individual podemos observar, que na sua maioria, os gestores dos fundos de obrigações italianos possuem capacidade de *timing* neutro. Nesta situação encontram-se 32 dos 36 fundos de obrigações que pertencem à amostra (em que 20 são fundos de obrigações de curto prazo e 12 são fundos de médio e longo prazo).

O coeficiente de alfa continua a possuir valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5% (ao contrário dos resultados observados na Tabela 10, todas as carteiras de fundos de obrigações são estatisticamente significativos para um nível de significância de 1%). A nível individual, vemos que a maioria dos fundos de obrigações italianos apresenta capacidade de seletividade negativa (nesta situação encontra-se 22 fundos de obrigações de curto prazo e 9 fundos de obrigações de médio e longo prazo).

Os coeficientes de determinação ajustados das carteiras apresentam valores elevados passando os 89%. Os coeficientes de determinação ajustados dos fundos de obrigações italianos assumem valores mínimos que rondam os 12,51% (*Anima Obb. Euro*) e máximos que atingem os 94,64% (*Arca MM*).

Os coeficientes de correlação entre a estimativa de seletividade e *timing* apresentam uma moderada correlação negativa.

Os resultados obtidos são consistentes com os resultados empíricos obtidos por diversos autores que aplicaram esta metodologia.

**Tabela 12** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) não condicional para as carteiras de fundos de obrigações italianos com a carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado para a carteira FOCPI o *FTSE Global IT Government 1-3 years*, para a carteira FOTI o *FTSE Global IT Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPI o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas e gamas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N+/0/ N-	Gama	T-Gama	N+/0/ N-	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$
Carteira FOCPI	24	-0,083	-8,54***	0/2/22	-6,436	-1,66	0/20/4	0,515	19,49***	91,07	-0,482
Carteira FOMLPI	14	-0,090	-3,64***	0/5/9	-0,275	-0,31	0/12/2	0,466	33,93***	92,69	-0,549
Carteira FOTI	38	-0,081	-4,12***	0/7/31	-1,982	-1,09	0/32/6	0,438	29,55***	88,74	-0,734

De uma maneira geral, para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), as estimativas para os riscos de mercado apresentam valores muito baixos.

Em geral, os fundos de obrigações espanhóis e os fundos de obrigações italianos apresentam capacidade de seletividade negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Pink (1988) também mostrou, que em geral, os gestores de fundos de obrigações canadenses não são capazes de ter capacidade de seletividade. Gallagher e Jarnecic (2002) mostram que fundos de obrigações australianos retalhistas (mais precisamente 52 dos 77 fundos) também apresentam capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Dritsakis, Grose e Kalyvas (2006) mostram que a maioria dos fundos de obrigações gregos (17 dos 27 fundos de obrigações gregos analisados) também apresentam capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5% (este resultados apenas acontece quando os autores têm em conta as despesas de gestão).

Em relação à capacidade *timing*, em geral, tal como vários estudos anteriores, existe pouca evidência da capacidade de *timing* dos gestores de ambos os países. Treynor e Mazuy (1966) encontraram evidências da habilidade de *timing* somente para 1 dos 57 fundos. Pink (1988), para os fundos de obrigações canadenses, Gallagher e Jarnecic (2002), para a maioria dos fundos de obrigações australianos institucionais e retalhistas e Dritsakis, Grose e Kalyvas (2006), fundos de obrigações gregos também concluíram que, em geral, não possuem capacidade de *timing*.

Tal como outros estudos, incluindo Henriksson (1984), Coggin, Fabozzi e Rahman (1993), Gallagher e Jarnecic (2002), encontraram um relação negativa entre *timing* e seletividade. O que nos indica que pelo facto gestores possuem uma capacidade não implica necessariamente possuir a outra.

### **Abordagem Condicional**

Agora iremos analisar os resultados obtidos para a Medida de Jensen (1968) e o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional desenvolvida por Ferson e Schadt (1996).



Para aplicar a abordagem condicional introduzimos três variáveis condicionais (Taxa de Crescimento dos Dividendos, Declive da Estrutura Temporal de Taxas de Juro e Taxas de Juro de Curto Prazo) nos modelos de avaliação de desempenho, no sentido de se avaliar o impacto da sua incorporação ao nível das estimativas de desempenho.

Para testar a significância das variáveis condicionais stochastically *detrended*, realizamos uma regressão, na qual a variável dependente será a rendibilidade em excesso do mercado e as variáveis independentes com as 3 variáveis condicionais, desfasadas 1 mês. Os resultados das regressões são apresentados na Tabela 13.

**Tabela 13** - Regressões das rendibilidades em excesso do mercado com as variáveis condicionais *stochastically detrended*.

Na regressão a rendibilidade em excesso do mercado será a variável dependente numa regressão que contará com as 3 variáveis condicionais *stochastically detrended*, desfasadas 1 mês, como variáveis independentes. Nesta regressão são consideradas 3 variáveis de informação pública a incorporar nos modelos condicionais: taxa de crescimento dos dividendos (sendo denominada por DYE para o mercado espanhol e denominada por DYI para o mercado italiano); um indicador das taxas de juro de curto prazo (Euribor) e o declive da estrutura temporal de taxas de juro (sendo denominada por TSE para o mercado espanhol e denominada por TSI para o mercado italiano).

Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O R<sup>2</sup> Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula, H<sub>0</sub>, pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	TSE /I	T-STE/I	Euribor	T-Euribor	DYE/I	T-DYE/I	Alfa	T-Alfa	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Ftse Global Govt. Es 1-3y	0,001	0,47	-0,010	-0,66	0,001	1,60	0,001	1,60	5,76	0,000
Ftse Global Govt. Es 3-5y	0,002	0,80	-0,001	-0,04	0,002	2,16**	0,001	1,84*	4,69	0,000
Ftse Global Govt. Es 7-10y	0,004	0,91	0,020	0,35	0,002	1,38	0,002	1,51	1,83	0,080
Ftse Global Govt. Es All Mats	0,003	0,87	0,011	0,26	0,002	1,62	0,002	1,53	2,63	0,050
Ftse Global Govt. It 1-3y	0,003	2,77***	0,009	0,76	0,000	1,01	0,001	2,60**	11,94	0,000
Ftse Global Govt. It 3-5y	0,005	2,27**	0,017	0,72	0,000	0,37	0,002	2,25**	5,75	0,0001
Ftse Global Govt. It 7-10y	0,008	1,82*	0,042	0,86	0,000	-0,32	0,003	1,99**	3,48	0,0220
Ftse Global Govt. It All Mats	0,006	1,61	0,019	0,51	0,000	-0,56	0,002	1,89*	3,10	0,0320

Em todas as regressões podemos rejeitar a hipótese nula, que os coeficientes das 3 variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

As regressões mostram que as rendibilidades em excesso esperadas para o mercado variam ao longo do tempo com as variáveis de informação pública, o que motiva e justifica o uso de modelos de avaliação do desempenho condicionais.

Os R<sup>2</sup> ajustados apresentam de todas as regressões apresentam valores muito baixos.

### **Medida de Jensen (1968)**

Nas Tabelas 14 e 15 são apresentados os resultados das carteiras de fundos de obrigações utilizando a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os mercados espanhol e italiano, respetivamente. Nos apêndices 11 e 12 são avaliados os fundos de obrigações espanhóis e italianos de forma individual, respetivamente.

Na Tabela 14 observamos que todas as carteiras de obrigações espanhóis apresentam estimativas de alfa negativas e estatisticamente significativas para um nível de significância de 5%.

Apesar das estimativas de alfa continuarem a possuir valores negativos e estatisticamente significativos, existem algumas diferenças entre os resultados obtidos quando usamos a abordagem não condicional e a abordagem condicional.

Por um lado a carteira FOMLPE, apesar de continuar a apresentar estimativas negativas e estatisticamente significativa (contudo deixa de ser para um nível de significância de 1% para 5%). As estimativas de alfa e beta apresentam um ligeiro aumento, ao contrário que tinha sido registado por Silva, Cortez e Armada (2003), que encontram uma diminuição das estimativas. Ao introduzir as variáveis de informação pública, o  $R^2$  ajustado aumenta para todas as carteiras de fundos de obrigações espanhóis. Apesar de aumentar o número de variáveis na regressão, o  $R^2$  ajustado da carteira FOCPE continua a obter uma percentagem baixa (embora tenha aumentado cerca de 2 pontos percentuais).

A grande maioria dos fundos de obrigações espanhóis apresenta estimativas negativas e estatisticamente significativas para um nível de significância de 5% (em que 18 são fundos de obrigações de curto prazo e 7 são fundos de obrigações médio longo prazo). Numa maneira geral, os resultados nível a individual dos fundos de obrigações espanhóis, não apresentam grandes diferenças aos resultados obtidos através da abordagem não condicional. Contudo, existe algumas diferenças. Em quase todos os fundos de obrigações registam-se um aumento ligeiro das estimativas de alfa e beta. Apenas 1 fundo de obrigações espanhóis (mais precisamente de curto prazo) deixa de ser estatisticamente significativo. Ao introduzir as variáveis de informação pública, o  $R^2$  ajustado aumenta para grande parte dos fundos de obrigações.

Para a carteira FOCPE as 3 variáveis apresentam valores negativos (a taxa de juro de curto prazo é estatisticamente significativo para um nível de significância de 10%). Para a carteira FOMLPE, duas variáveis (declive da estrutura temporal de taxas

de juro e taxa de juro de curto prazo) apresentam valores positivos, mas estatisticamente não significativo. Enquanto, a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos apresenta valor negativo estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%. Para a carteira FOTE as 3 variáveis apresentam valores negativos (em que a estimativa da taxa de juro de curto prazo é estatisticamente significativo para um nível de significância de 5% e as restantes estatisticamente não significativo).

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPE podemos rejeitar a hipótese nula (contudo na sua forma individual, 17 dos 28 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPE podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 14 dos 16 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Se comparamos com as estimativas obtidas através do modelo não condicional vemos que não existe grandes alterações. Ambas as carteiras de fundos de obrigações continuam a possuir valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de nível de 5%).

Na Tabela 15 podemos ver que todas as carteiras de fundos de obrigações italianos apresentam estimativas de alfas negativas e estatisticamente significativas para um nível de significância de 1%.

Apesar das estimativas de alfa continuarem a possuir valores negativos e estatisticamente significativos, existem algumas diferenças entre os resultados obtidos quando usamos a abordagem não condicional e a abordagem condicional.

As estimativas de alfa e beta apresentam uma ligeira diminuição, tinha sido registado por Silva, Cortez e Armada (2003). Ao introduzir as variáveis de informação pública, provoca um ligeiro aumento  $R^2$  ajustado nas carteira fundos de obrigações italianos (com a exceção da carteira FOCPI).

A nível individual podemos ver que a maioria dos fundos de obrigações italianos continuam a obter desempenhos inferiores à carteira de mercado (nesta situação encontra-se 33 fundos, em que 21 são fundos de obrigações de curto prazo e 12 são fundos de obrigações de médio e longo prazo). Contudo, existe algumas diferenças. Em quase todos os fundos de obrigações registam-se uma diminuição ligeira das estimativas de alfa e beta. Apenas 1 fundo de obrigações italianos (mais precisamente de curto

prazo) deixa de ser estatisticamente significativo. Ao introduzir as variáveis de informação pública, o  $R^2$  ajustado aumenta para grande parte dos fundos de obrigações.

Para a carteira FOCPI, duas variáveis (declive da estrutura temporal de taxas de juro e taxa de juro de curto prazo) apresentam valores positivos, mas estatisticamente não significativo. Enquanto, a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos apresenta valor negativo estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Para a carteira FOMLPI, as estimativas do declive da estrutura temporal de taxas de juro e taxa de juro de curto prazo apresentam estimativas positivas. Sendo que apenas o declive da estrutura temporal de taxas de juro parece ser estatisticamente significativo, para um nível de significância de 1%. A estimativa da taxa de crescimento dos dividendos é negativa e estatisticamente significativa para um nível de significância de 10%. Para a carteira FOTI, duas variáveis (declive da estrutura temporal de taxas de juro e taxa de juro de curto prazo) apresentam valores positivos, mas estatisticamente não significativo. Enquanto, a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos apresenta valor negativo estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%.

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPI podemos rejeitar a hipótese nula (contudo na sua forma individual, 14 dos 24 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPI podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 11 dos 14 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Se comparamos com as estimativas obtidas através do modelo não condicional vemos que não existe grandes alterações. Ambas as carteiras de fundos de obrigações continuam a possuir valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de nível de 5%.

Nos trabalhos de Gallagher e Jarnecic (2002), para os fundos de obrigações australianos retalhistas, e Silva, Cortez e Armada (2003), no caso de fundos de obrigações espanhóis e italianos, a grande maioria dos fundos apresentam alfas negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5% (contudo, em ambos os trabalhos existe uma diminuição do número de fundos nesta situação).

Nas Tabelas 16 e 17 são apresentados os resultados das carteiras de fundos de obrigações utilizando a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os mercados espanhol e italiano, respetivamente, utilizando uma carteira de mercado alternativo. Nos apêndices 13 e 14 são avaliados os fundos de obrigações de forma individual.

Na Tabela 16 observamos que os alfas de todas as carteiras de obrigações continuam a ser negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Apesar das estimativas de alfa continuarem a possuir valores negativos e estatisticamente significativos, existem algumas diferenças entre os resultados obtidos quando usamos a abordagem não condicional e a abordagem condicional.

Por um lado a carteira FOCPE, deixa de apresentar uma estimativa beta negativa e estatisticamente não significativo, para uma estimativa positiva e estatisticamente significativa para um nível de significância de 10%. As estimativas de alfa e beta apresentam um ligeiro aumento. Ao introduzir as variáveis de informação pública, o  $R^2$  ajustado aumenta para todas as carteiras de fundos de obrigações espanhóis. Apesar de aumentar o número de variáveis na regressão, o  $R^2$  ajustado da carteira FOCPE continua a obter uma percentagem baixa.

A grande maioria dos fundos de obrigações espanhóis apresentam estimativas negativas e estatisticamente significativas para um nível de significância de 5% (em que 20 são fundos de obrigações de curto prazo e 7 são fundos de obrigações médio e longo prazo). Numa maneira geral, os resultados nível a individual dos fundos de obrigações espanhóis, não apresentam grandes diferenças aos resultados obtidos através da abordagem não condicional. Contudo, existe algumas diferenças. Para a maioria dos fundos de obrigações espanhóis de curto prazo as estimativas de alfa registam uma ligeira diminuição. Contudo, registam-se um aumento das estimativas de beta. Em quase todos os fundos de obrigações espanhóis de médio e longo prazo registam-se um aumento ligeiro das estimativas de alfa e beta. Ao introduzir as variáveis de informação pública, o  $R^2$  ajustado aumenta para grande parte das carteiras de fundos de obrigações espanhóis. A carteira FOCPE também regista um aumento significativo (-0,91% para 24,58), contudo o valor de  $R^2$  continua a ser baixo

Para a carteira FOCPE, a estimativa do declive da estrutura temporal de taxas de juro é positiva, mas estatisticamente não significativo. A estimativa da taxa de juro de curto prazo e da taxa de crescimento dos dividendos são negativos, contudo apenas este último é estatisticamente significativo (para um nível de significância de 5%). Para a

carteira FOMLPE, duas variáveis (declive da estrutura temporal de taxas de juro e taxa de juro de curto prazo) as estimativas são positivas, mas estatisticamente não significativo. Enquanto, a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos apresenta é negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%. Para a carteira FOTE as 3 variáveis apresentam valores negativos (em que declive da estrutura temporal de taxas de juro é estatisticamente não significativo, enquanto as restantes variáveis são estatisticamente significativo para um nível de significância de 10% e as restantes).

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPE podemos rejeitar a hipótese nula (contudo na sua forma individual, 13 dos 28 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPE não podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 3 dos 16 fundos de obrigações de médio/longo prazo não podemos rejeitar a hipótese nula).

Teremos de fazer uma ressalva dos resultados obtidos dado que a maioria das séries utilizadas apresentam rendibilidades que não respeitam a normalidade (principalmente para os fundos de obrigações de curto prazo e as carteiras de FOCPE e a carteira FOTE).

Na Tabela 17, observamos que o alfa das carteiras de fundos de obrigações italianos continua a ser negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Apesar das estimativas de alfa continuarem a possuir valores negativos e estatisticamente significativos, existem algumas diferenças entre os resultados obtidos quando usamos a abordagem não condicional e a abordagem condicional. Por um lado a carteira FOMLI, apresenta aumento ligeiro nos coeficientes de alfa e de beta. Por outro lado, as restantes carteiras registam uma ligeira diminuição dos coeficientes alfa e beta. Apesar de introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado apresenta valores similares.

A grande maioria dos fundos de obrigações italianos apresentam estimativas negativas e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5% (em que 24 são fundos de obrigações de curto prazo e 11 são fundos de obrigações médio e longo prazo, menos 1 fundo que na abordagem não condicional). A maioria dos fundos de obrigações de médio e longo prazo apresentam aumento ligeiro nos coeficientes de

alfa e de beta. A maioria dos fundos de obrigações de curto prazo registam uma ligeira diminuição dos coeficientes alfa e beta. Apesar de introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado aumenta ligeiramente.

Para a carteira FOCPI, a estimativa do declive da estrutura temporal de taxas de juro é positiva, mas estatisticamente não significativo. A estimativa da taxa de juro de curto prazo e da taxa de crescimento dos dividendos apresentam valores negativos, contudo apenas esta última é estatisticamente significativo (para um nível de significância de 10%). Para a carteira FOMLPI, duas variáveis (declive da estrutura temporal de taxas de juro e taxa de juro de curto prazo) apresentam valores positivos, mas estatisticamente não significativo. Enquanto, a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos apresenta valor negativo estatisticamente significativo para um nível de significância de 5%. Para a carteira FOTI a estimativa da taxa de crescimento dos dividendos é negativo e estatisticamente significativo para um nível de significância de 10%. A estimativa da taxa de juro de curto prazo e o declive da estrutura temporal de taxas de juro apresentam valores negativos, contudo apenas esta última é estatisticamente significativo (para um nível de significância de 10%).

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPI não podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 10 dos 24 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPI podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 11 dos 16 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Os nossos resultados, são similares aos obtidos por outros estudos que mantiveram através da abordagem condicional desempenho, como exemplo o trabalho elaborado por Gallagher e Jarnecic (2002) e por Silva, Cortez e Armada (2003) O nosso trabalho, ao contrário que mostra Silva, Cortez e Armada (2003), quando utilizamos a abordagem condicional para a Medida de Jensen (1968) o número de fundos de obrigações que são estatisticamente significativos é similar aos obtidos quando usamos a abordagem não condicional. Em geral, mostramos que a abordagem condicional não trouxe grandes melhorias nos resultados obtidos para os fundos de obrigações espanhóis e italianos.

Ao utilizar esta abordagem seria de que os fundos de obrigações apresentassem melhorias nos seus resultados, ou seja aumento do número de fundos estatisticamente não significativos. Dado que, em geral, a evidência empírica baseada nas medidas de desempenho condicionais sugerem que o desempenho anormal do fundo, depois de controlada a informação pública, é raro.

### **Modelo de Treynor e Mazuy (1966)**

Nas Tabelas 18 e 19 são avaliadas as carteiras de fundos de obrigações utilizando o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem parcial condicional, para os mercados espanhol e italiano, respetivamente. Nos apêndices 15 e 16 são avaliados os fundos de obrigações de forma individual.

Na Tabela 18 podemos observar que em relação à capacidade de seletividade verificamos que todas, as carteiras de fundos de obrigações espanhóis, as estimativas são negativas e estatisticamente significativas para um nível de significância de 1%. Ao compararmos com a abordagem não condicional, observamos que os resultados são semelhantes. De forma individual, a maioria dos fundos possuem estimativas negativas e estatisticamente significativo para um nível de significância de 5% (19 são fundos de curto prazo e 11 são fundos de médio e longo prazo).

Em relação à capacidade de *timing* a maioria dos fundos de obrigações espanhóis desempenho neutro.

Como podemos observar na tabela, todas as carteiras apresentam estimativas positivas, mas apenas a carteira FOMLPE apresenta evidência da existência da capacidade de *timing* positiva e estatisticamente significativa. Ao utilizar abordagem condicional era de esperar que houve-se uma melhoria da capacidade de *timing* dos gestores. Segundo Becker, Ferson, Myers e Schill (1999), que a abordagem condicional permite eliminar os falsos *timing* negativo que são frequentemente observadas na abordagem não condicional. Tal como acontece com as carteiras, grande parte dos fundos de obrigações (mais precisamente 35) apresentam estimativas gama positivo, sendo 15 estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%.

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPE podemos rejeitar a hipótese nula (contudo na sua forma individual, 17 dos 28 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a



hipótese nula). No caso da carteira FOMLPE podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 11 dos 16 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Ao introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado aumenta (em cerca dois pontos percentuais).

Na Tabela 19 podemos observar as estimativas da capacidade de seletividade para as 3 carteiras continuam a possuir valores negativos e estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%. Ao compararmos com os resultados obtidos através da abordagem condicional, observamos que os resultados são muito semelhantes.

Em relação à capacidade de *timing*, podemos observar que a maioria dos fundos de obrigações italianos continua a possuir desempenho neutro. A nível individual, há registo de aumento do número de fundos de obrigações a possuírem desempenho neutro (de 32 para 35 fundos com desempenho de *timing* neutro). A juntar a isso, numa maneira geral, as estimativas de *timing* apresentam resultado piores aos obtidos pela abordagem não condicional.

A carteira FOMLPI, a estimativa de *timing* continua a ser positiva e estatisticamente significativa, sendo agora, para um nível de significância de 10%. Depois de utilizar a abordagem condicional, tal como Jiang (2003), não encontramos grandes evidências de *timing* nos fundos de investimento.

Estudos anteriores, mostram que na sua maioria dos fundos a capacidade de *timing* continua a obter um desempenho neutro. Gallagher e Jarnecic (2002) e Dritsakis, Grose e Kalyvas (2006) mostram que ao aplicar o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, os fundos de obrigações australianos retalhistas e fundos de obrigações gregos, respetivamente, a maioria dos fundos apresentam capacidade *timing* neutro. Contudo, nesses estudos verificou-se um aumento do número de fundos com estimativas de *timing* estatisticamente significativas, contrariamente ao sucedeu à nossa amostra de fundos de obrigações italianos.

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPI podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 15 dos 24 fundos de obrigações de curto prazo podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPI podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma

individual, 9 dos 14 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Ao introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado aumenta, contudo de forma muito ligeira.

Nas Tabelas 20 e 21 são avaliadas as carteiras de fundos de obrigações utilizando o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem parcial condicional, para os mercados espanhol e italiano, respetivamente, usando uma carteira de mercado alternativa. Nos apêndices 17 e 18 são avaliados os fundos de obrigações de forma individual.

Na Tabela 20 podemos observar a maioria dos fundos de obrigações espanhóis continuam a possuir capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativa para um nível de significância de 1%.

Através do uso da abordagem condicional, maioria dos fundos de obrigações de curto prazo apresentam capacidade de *timing* negativa e estatisticamente significativa a 5%. Ao compararmos com a abordagem não condicional, observamos que existe uma grande diminuição da estimativa gama e é estatisticamente significativo para um nível de significância de 1% (na abordagem não condicional, a estimativa de *timing* é estatisticamente significativo para um nível de significância de 10%). Este resultado pode dever-se ao facto de os dados desta categoria de fundos de obrigações não possuírem distribuição normal, por isso temos de ter cuidado na sua análise).

A carteira FOMLPE também apresenta capacidade de *timing*, sendo desta vez positiva, estatisticamente significativa para um nível de significância de 5%. Ao compararmos com a abordagem não condicional, observamos a estimativa de *timing* apresenta melhorias e torna-se estatisticamente significativo (para um nível de significância de 5%) (na abordagem não condicional, a estimativa de *timing* é positiva e estatisticamente não significativa). A nível individual, a estimativa de *timing*, dos fundos de obrigações de médio e longo prazo, apresentam ligeiras melhorias. Também se verifica um aumento do número de fundos que apresentam estimativas positivas e estatisticamente significativas (para um nível de significância de 5%).

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPE podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 21 dos 28 fundos de obrigações de curto prazo podemos rejeitar a hipótese

nula). No caso da carteira FOMLPE podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 13 dos 16 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Ao introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado aumenta, de forma ligeira para as carteiras FOMLPE e FOTE. Para a carteira FOCPE o aumento do  $R^2$  ajustado é bastante elevado (10,27% na abordagem não condicional para 43,40%).

Na Tabela 21, podemos observar a maioria dos fundos de obrigações italianos continuam a possuir capacidade de seletividade negativa e capacidade de *timing* neutro.

Ao comparamos com a abordagem não condicional, observamos que a estimativa de *timing* para a carteira FOCPI piora, contudo passa a ser estatisticamente significativo (para um nível de significância de 10%). Apesar dos fundos de obrigações italianos de curto prazo apresentarem piores estimativas, para os fundos de obrigações italianos de médio e longo prazo as coisas são diferentes. A carteira FOMLPI continua a apresentar desempenho de *timing* neutro, tal com na abordagem não condicional. Contudo, a estimativa é positiva. A nível individual, as estimativas de *timing* registam uma melhoria, dado que deixa de haver fundos de obrigações italianos médio e longo prazo negativos e estatisticamente significativos (também mostra que 3 fundos possuem capacidade de *timing* positivo). Tal como tinha ocorrido com Ferson e Schadt (1996).

Foi realizado um teste de modo a testar a hipótese de coeficientes relacionados com as variáveis de informação sejam conjuntamente iguais a zero, para um nível de significância de 5%.

Para a carteira FOCPI não podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 7 dos 24 fundos de obrigações de curto prazo não podemos rejeitar a hipótese nula). No caso da carteira FOMLPI podemos rejeitar a hipótese nula (na sua forma individual, 9 dos 14 fundos de obrigações de médio/longo prazo podemos rejeitar a hipótese nula).

Ao introduzir as variáveis de informação pública na regressão, o  $R^2$  ajustado aumenta, contudo de forma muito ligeira.

Os coeficientes de correlação seletividade e *timing* continuam apresentar estimativas de fraca correlação negativa para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis. Os coeficientes de correlação seletividade e *timing* continuam apresentar estimativas de moderado correlação negativa para as carteiras de fundos de obrigações espanhóis.

**Tabela 14** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Carteira FOCPE	28	-0,107	-3,19 ***	0/10/18	-0,093	-1,58	-1,052	-1,92*	-0,009	-0,35	0,052	4,15 ***	6,29	0,0007
Carteira FOMLPE	16	-0,072	-2,47 **	0/9/7	0,097	1,51	0,812	1,18	-0,123	-3,58***	0,439	19,91 ***	77,03	0,0000
Carteira FOTE	44	-0,094	-3,43 ***	0/19/25	-0,024	-0,52	-0,374	-0,94	-0,051	-2,19**	0,192	13,12 ***	50,95	0,0000

**Tabela 15** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_{1p} (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Carteira FOCPI	24	-0,073	-3,56***	0/3/21	0,016	0,35	0,086	0,16	-0,014	-2,51**	0,166	9,87***	62,49	0,049
Carteira FOMLPI	14	-0,097	-5,49***	0/2/12	0,099	3,01***	0,713	1,38	-0,022	-1,95*	0,592	40,49***	94,39	0,001
Carteira FOTI	38	-0,082	-4,52***	0/5/33	0,047	1,35	0,317	0,71	-0,017	-3,05***	0,323	22,00***	88,56	0,001

**Tabela 16** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis usando carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado para a carteira a FOCPE o *FTSE Global ES Government 1-3 years*, para a da carteira FOTE o *FTSE Global ES Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPE o *FTSE Global ES Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Carteira FOCPE	28	-0,099	-3,63***	0/8/20	0,018	0,07	-1,604	-0,68	-0,331	-2,34**	0,106	1,87*	24,58	0,0093
Carteira FOMLPE	16	-0,069	-2,21**	0/9/7	0,066	1,33	0,066	1,31	-0,093	-3,71***	0,349	22,75 ***	76,22	0,1666
Carteira FOTE	44	-0,098	-3,83***	0/17/27	-0,035	-0,36	-1,637	-1,72*	-0,113	-1,72 *	0,229	7,26 ***	44,93	0,3148

**Tabela 17** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos usando carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado para a carteira FOCPI o *FTSE Global IT Government 1-3 years*, para a da carteira FOTI o *FTSE Global IT Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPI o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T- Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Carteira FOCPI	24	-0,095	-11,31***	0/0/24	0,027	0,56	-0,320	-0,40	-0,021	-1,74*	0,501	17,77***	91,06	0,2982
Carteira FOMLPI	14	-0,094	-4,79***	0/3/11	0,027	0,78	0,393	1,39	-0,038	-2,53**	0,474	40,51***	93,72	0,0000
Carteira FOTI	38	-0,094	-6,74***	0/3/35	0,095	1,67*	0,937	1,49	-0,024	-1,78*	0,432	29,05***	88,91	0,2180

**Tabela 18** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$	Teste H <sub>0</sub>
Carteira <i>FOCPE</i>	28	-0,107	-2,77***	0/9/19	0,047	0,03	10/17/1	-0,094	-1,65	-1,060	-1,89*	-0,009	-0,34	0,052	3,78***	5,36	-0,5100	0,0236
Carteira <i>FOMLPE</i>	16	-0,118	-4,99***	0/5/11	4,131	2,52**	5/11/0	0,048	0,70	0,147	0,19	-0,132	-3,82***	0,432	17,48***	78,25	-0,1959	0,0000
Carteira <i>FOTE</i>	44	-0,111	-3,62***	0/14/30	1,533	1,28	15/28/1	-0,042	-0,76	-0,621	-1,05	-0,054	-2,10**	0,190	11,58***	51,18	-0,4185	0,0000



**Tabela 19** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Apresenta-se também o número de fundos com alfas e gamas positivos, iguais a zero e negativo ( $N^+/0/N$ ) para um nível de significância de 5%. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto a heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/N	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/N	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$	Teste H <sub>0</sub>
Carteira <i>FOCPI</i>	24	-0,062	-2,17**	0/13/11	-1,262	-0,76	0/24/0	0,034	0,90	0,189	0,39	-0,013	-2,56**	0,167	9,96***	62,55	-0,7124	0,0156
Carteira <i>FOMLPI</i>	14	0,116	5,99***	0/2/12	2,011	1,73*	3/11/0	0,071	2,06**	0,549	1,22	-0,022	-2,30**	0,590	42,48***	94,46	0,4241	0,0061
Carteira <i>FOTI</i>	38	0,082	3,55***	0//15/23	-0,059	-0,04	3/35/0	0,048	1,47	0,322	0,76	-0,017	3,00***	0,323	21,51***	88,45	-0,6088	0,0006

**Tabela 20** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações espanhóis usando carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado para a carteira FOCPE o *FTSE Global ES Government 1-3 years*, para a carteira FOTE o *FTSE Global ES Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPE o *FTSE Global ES Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$	Teste H <sub>0</sub>
Carteira FOCPE	28	-0,051	-3,18***	0/9/19	-23,768	-6,36***	1/11/16	-0,004	-0,01	-2,544	-1,21	-0,359	-2,87***	0,101	2,09**	43,40	- 0,0799	0,0000
Carteira FOMLPE	16	-0,114	-4,45***	0/5/11	2,485	2,57**	6/10/0	0,020	0,35	0,170	0,24	-0,096	-3,95 ***	0,344	20,15***	77,55	- 0,1488	0,0000
Carteira FOTE	44	-0,065	-2,69***	0/14/34	-5,801	-1,77*	7/21/16	-0,031	-1,46	-1,520	-1,79*	-0,099	0,55	0,243	9,02 ***	46,63	- 0,2684	0,0099

**Tabela 21** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para carteiras dos fundos de obrigações italianos usando carteira de mercado alternativa.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando a carteira de mercado para a carteira FOCPI o *FTSI Global IT Government 1-3 years*, para a carteira FOTI o *FTSI Global IT Government 3-5 years* e para a carteira FOMLPI o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 fatores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). Apresenta-se também o número de fundos com alfas positivos, iguais a zero e negativos ( $N^+/0/N^-$ ) para um nível de significância de 5%. O Alfa e o  $R^2$  Ajustado encontram-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Nº de Fundos	Alfa	T-Alfa	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	Gama	T-Gama	N <sup>+</sup> /0/ N <sup>-</sup>	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	$\rho_{(\alpha,\gamma)}$	Teste H <sub>0</sub>
Carteira <i>FOCPI</i>	24	-0,083	-9,42***	0/1/23	-8,930	-1,88*	0/21/3	0,066	1,08	-0,120	-0,15	-0,018	-1,45	0,511	18,24***	91,63	- 0,5436	0,1465
Carteira <i>FOMLPI</i>	14	-0,110	-5,06***	0/2/12	1,083	1,45	3/11/0	0,003	0,08	0,178	0,59	-0,040	-2,69***	0,471	36,55***	93,77	- 0,4518	0,0000
Carteira <i>FOTI</i>	38	-0,082	-4,28***	0/3/35	-2,120	-1,19	3/32/3	0,102	1,73*	0,929	1,47	-0,023	-1,71*	0,435	26,84***	88,98	- 0,7463	0,2463

## 6. Conclusões, Principais Limitações do Estudo e Possíveis Linhas de Investigação Futura

A avaliação do desempenho de fundos de investimento é uma das áreas que tem recebido grande atenção por parte da literatura financeira. Contudo, a maioria dos estudos estão focalizados na avaliação de desempenho de fundos de ações. Tal como referido anteriormente, o número os estudos realizados para a análise de fundos de obrigações são reduzidos se tivermos em conta a sua importância na economia. Por isso um dos objetivos deste estudo é aumentar o conhecimento para este tipo de fundos de investimento.

No estudo avaliamos o desempenho dos fundos de obrigações italianos e espanhóis. No total são analisados 82 fundos de obrigações, em que 38 são fundos italianos e 44 são fundos espanhóis. Para a elaboração do estudo tivemos em conta o período entre fevereiro de 2001 a dezembro de 2009. Para avaliação do desempenho dos fundos foram utilizados dois modelos, mais precisamente a medida de Jensen (1968), de modo a avaliar o desempenho global dos fundos de obrigações, e o modelo de Treynor e Mazuy (1966), de modo a avaliar o desempenho em termos de capacidade de seletividade e *timing*. Para os dois modelos foram utilizadas quer a abordagem não condicional quer a abordagem condicional, desenvolvida por Ferson e Schadt (1996).

Utilizando a medida de Jensen (1968), vemos que a maioria dos fundos dos dois países apresenta desempenho global negativo. Podemos dizer que, em média, nos dois países analisados, os fundos de obrigações possuem rendibilidades abaixo do que é de esperar pelo modelo CAPM. Os resultados obtidos são similares aos obtidos em estudos anteriores, como por exemplo Blake, Elton e Gruber (1993), Silva, Cortez e Armada (2003) e Gallagher e Jarnecic (2002).

Utilizando o modelo de Treynor e Mazuy (1966), os resultados mostram que a maioria dos fundos de obrigações dos dois países apresenta capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativa. Os resultados obtidos são similares aos obtidos em estudos anteriores, como por exemplo Pink (1988) e Gallagher e Jarnecic (2002).

Em relação à capacidade de *timing* dos gestores de fundos de obrigações, observamos que na maioria dos fundos de obrigações, de ambos os países, apresentam desempenho neutro.

Apesar da maioria dos fundos de obrigações não possuir capacidade de *timing*, observamos que a carteira de fundos de obrigações de médio e longo prazo apresenta capacidade de *timing* positiva, tal como no estudo de Huang e Wang (2008), quando utilizamos como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*.

Os resultados obtidos para a medida de Jensen (1968) através da abordagem condicional mostram, que em geral, os gestores de fundos de obrigações de ambos os países (espanhóis e italiano) não conseguem superar os índices de mercados. Os resultados obtidos através da abordagem condicional são muito similares aos obtidos através da abordagem não condicional. Esta evidência é similar à obtida em estudos anteriores, como por exemplo Gallagher e Jarnecic (2002) e Silva, Cortez e Armada (2003).

Utilizando o Modelo de Treynor e Mazuy (1966) a sua versão condicional, a maioria dos fundos de obrigações dos dois países continua a apresentar capacidade de seletividade negativa e estatisticamente significativa.

Os resultados obtidos para o modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, mostram, que em geral, os fundos de obrigações espanhóis (principalmente para os fundos de obrigações de médio e longo prazo) apresentam melhorias em relação à capacidade de *timing* obtida através da abordagem não condicional.

Os fundos de obrigações italianos continuam a apresentar capacidade de *timing* neutra. As estimativas de *timing* tendem a ser piores (ao contrário que seria de esperar), quando utilizamos a abordagem condicional. Contudo, encontramos algumas evidências de *timing* para os fundos de obrigações italianos de médio e longo prazo, principalmente quando usamos a carteira de mercado alternativa.

Temos de ter em atenção os resultados obtidos para os fundos de obrigações de curto prazo para o mercado espanhol, dado que muitos destes fundos são na prática muito similares a fundos de tesouraria.

É necessário fazer uma ressalva aos resultados que foram obtidos na análise estatística efetuada que mostra que várias as séries de rendibilidades não respeitam a normalidade. Essa situação acontece sobretudo em fundos de obrigações espanhóis e italianos de curto prazo. Assim sendo, levantam-se reservas aos resultados, uma vez que, os modelos aplicados pressupõem a normalidade das séries introduzidas.

Os modelos utilizados na elaboração do trabalho têm como base o modelo do CAPM. Tal como acontece em todos os modelos, o CAPM apresenta diversas críticas

no meio académico. Uma das críticas apontadas ao CAPM veio de Roll (1977) argumentando que é impossível observar a verdadeira carteira de mercado. Foram levantadas outras críticas ao CAPM como por exemplo o modelo assenta em diversos pressupostos que assume que o beta é a única razão pela qual as rendibilidades esperadas diferem. Segundo Kritzman (1983), a rendibilidade das obrigações é determinada largamente por um único fator – mudanças na curva de rendimento. Por isso, ele acredita que o modelo de CAPM é provavelmente inapropriado para avaliar o desempenho dos ativos de rendimento fixo.

Segundo Comer (2005), o modelo Treynor e Mazuy (1966) é incapaz de detetar capacidade de *timing* a um nível razoável para a maioria dos gestores. De modo a verificar se isto acontece no nosso caso seria necessário usar outros modelos de *timing*, como exemplo os modelos alternativos usado pelo próprio Comer (2005).

A abordagem desenvolvida por Ferson e Schadt (1996) assume que as rendibilidades esperadas e os betas variam ao longo do tempo, contudo o alfa mantêm-se constante. Christopherson, Ferson e Glassman (1998) acreditam que o alfa varia ao longo do tempo, tal como acontece com os betas. De modo a obter, em futuros estudos, uma melhor análise através da abordagem condicional deverá ser utilizada o modelo desenvolvido por este autores.

Uma das limitações deste estudo deve-se ao facto de se analisar o desempenho de fundos de obrigações de apenas dois países europeus. O trabalho deixa de lado países importantes tais como a Alemanha e a França.

Uma outra lacuna do estudo resulta do facto de se analisar parte dos fundos de obrigações dos dois países analisados, dado que apenas são os fundos de obrigações que sobrevivem em longo do período do estudo e encontrados na base de dados de *Datastream*.

## Referências

Admati, Anat; Bhattacharya, Sudipto; Pfleiderer, Paul e Ross, Stephen (1986), “On Timing and Selectivity”, *The Journal of Finance*, Vol.41, No.3, pp. 715 – 730

Becker, Connie; Ferson, Wayne; Myers, David e Schill, Michael (1999), “Conditional Market Timing with Benchmark Investors”, *Journal of Financial Economics*, Vol.52, No.1, pp. 119 – 148

Bello, Zakri e Janjigian, Vahan (1997), “A Reexamination Of The Market-Timing And Security-Selection Performance of Mutual Funds”, *Financial Analysts Journal*, Vol.53, No. 5, pp. 24 – 30

Bhattacharya, Sudipto e Pfleiderer, Paul (1983), “A Note on Performance Evaluation, *Technical Report 714*, Stanford University Graduate School of Business

Blake, Christopher; Elton, Edwin e Gruber, Martin (1993), “The Performance of Bond Mutual Funds”, *Journal of Business*, Vol.66, Issue 3, pp. 371 – 403

Blake, David; Lehmann, Bruce e Timmermann, Allan (2002), “Performance Clustering and Incentives in the UK Pension Fund Industry”, *Journal of Asset Management*, Vol.3, No.2, pp. 173 – 194

Bollen, Nicolas e Busse, Jeffrey (2001), “On the Timing Ability of Mutual Fund Managers,” *Journal of Finance*, Vol.56, Issue 3, pp. 1075 – 1094

Boney, Vaneesha; Comer, George e Kelly, Lynne (2009), “Timing the Investment Grade Securities Market: Evidence From High Quality Bond Funds”, *Journal of Empirical Finance*, Vol.16, Issue 1, pp. 55 – 69

Breen, William; Glosten, Lawrence e Jagannathan, Ravi (1989), “Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns”, *Journal of Finance*, Vol.44, No.5, pp. 1177 – 1189

Brown, Stephen; Goetzmann, William; Ibbotson, Roger e Ross, Stephen (1992), “Survivorship Bias in Performance Studies”, *Review of Financial Studies*, Vol.5, Issue 4, pp. 553 – 580

Campbell, John (1991), “A variance decomposition for stock returns” *Economic Journal*, Vol.101, pp. 157–179

Cesari, Riccardo e Panetta, Fabio (2002), “The Performance of Italian Equity Funds”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.26, Issue 1, pp. 99 – 126

Chan, K.C. e Chen, Nai-Fu (1988), “An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk”, *Journal of Finance*, Vol.43, No.2, pp. 309 – 325

Chang, Eric e Lewellen, Wilbur (1984), “Market Timing and Mutual Fund Investment Performance”, *The Journal of Business*, Vol.57, No.1, Part 1, pp. 57 – 72

Chen, Yong; Ferson, Wayne e Peters, Helen (2010), “Measuring the Timing Ability and Performance of Bond Mutual Funds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.98, Issue 1, pp. 72 – 89

Chen, Zhiwu e Knez, Peter (1996), “Portfolio Performance Measurement: Theory and Applications”, *Review of Financial Studies*, Vol.9, Issue 2, pp. 511 – 555

Chen, S. e Stockum, S. (1986), “Selectivity, Market Timing and Random Behaviour of Mutual Funds: A Generalised Model”, *Journal of Financial Research*, pp. 87 – 96

Christensen, Michael (2005), “Danish Mutual Fund Performance-Selectivity, Market Timing and Persistence”, *Working Paper Series*

Christopherson, Jon; Ferson, Wayne e Glassman, Debra (1998), “Conditioning Manager Alphas on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance” , *Review of Financial Studies*, Vol.11, No.1, pp. 111 - 142



Cici, Gjergji e Gibson, Scott (2010), “The Performance of Corporate-Bond Mutual Funds: Evidence Based on Security-Level Holdings”, *Working Papers Series*

Cobelas, José (1995), “Análisis de los Fondos de Inversión de Renta Fija en España”, *Investigaciones Económicas*, Vol.19, No.3, pp. 475 – 488

Cochrane, John (1996), “A Cross-Sectional Test of a Production-Based Asset Pricing Model”, *The Journal of Political Economy*, Vol.104, No.3, pp. 572 – 621

Coggin, Daniel; Fabozzi, Frank e Rahman, Shafiqur (1993), “The Investment Performance of U.S Equity Pension Fund Managers: An Empirical Investigation”, *Journal of Finance*, Vol.48, No.3, pp. 1039 – 1055

Comer, George (2005), “Evaluating Bond Fund Sector Timing Skill”, *Working Paper Series*

Cornell, Bradford e Green, Kevin (1991), “The Investment Performance of Low-Grade Bond Funds”, *The Journal of Finance*, Vol.46, No.1, pp. 29 – 48

Connor, Gregory e Korajczyk, Robert (1991), “The Attributes, Behaviour, and Performance of U.S. Mutual Funds”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.1, No.1, pp. 5 – 26

Dahlquist, Magnus; Engström, Stefan e Söderlind, Paul (2000), “Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.35, No.3, pp. 409 – 423

Dahlquist, Magnus e Söderlind, Paul (1999), “Evaluating Portfolio Performance with Stochastic Discount Factors”, *Journal of Business*, Vol.72, No.3, pp. 347 – 384

Daniel, Kent; Grinblatt, Mark; Titman, Sheridan e Wermers, Russ (1997), “Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks”, *The Journal of Finance*, Vol.52, Issue 3, pp. 1035 – 1058

Detzler, Miranda (1998), “The Performance of Global Bond Mutual Funds”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.23, Issue 8, pp. 1195 – 1217

Dietze, Leif; Entrop, Oliver e Wilkens, Marco (2009), “The Performance of Investment Grade Corporate Bond Funds: Evidence from the European Market”, *The European Journal of Finance*, Vol.15, Issue 2, pp. 191 – 209

Dritsakis, Nikolaos; Grose, Christos e Kalyvas, Lampros (2006), “Performance Aspects of Greek Bond Mutual Funds”, *International Review of Financial Analysis*, Vol.15, Issue 2, pp. 189 – 202

Dybvig, Philip e Ross, Stephen (1985), “Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line”, *Journal of Finance*, Vol.40, No.2, pp. 383 – 399

Elton, Edwin e Gruber, Martin (1991), “Differential Information and Timing Ability”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 15, No.1, pp. 117-131

Elton, Edwin; Gruber, Martin e Blake, Christopher (1995), “Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance”, *The Journal of Finance*, Vol.50, No.4, pp. 1229 – 1256

Elton, Edwin; Gruber, Martin e Blake, Christopher (1996), “Survivorship Bias and Mutual Fund Performance”, *The Review of Financial Studies*, Vol.9, No.4, pp. 1097 – 1120

Fama, Eugene (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, Vol.25, pp. 383 – 417

Fama, Eugene (1972), “Components of Investment Performance”, *Journal of Finance*, Vol.27, No.2, pp. 551 – 567

Fama, Eugene e French, Kenneth (1989), “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.25, Issue 1, pp. 23 – 49

Farnsworth, Heber; Ferson, Wayne; Jackson, David e Todd, Steven (2002), “Performance Evaluation with Stochastic Discount Factors”, *Journal of Business*, Vol.75, No.3, pp. 473 – 504.

Ferson, Wayne; Henry, Tyler e Kisgen, Darren (2006), “Evaluating Government Bond Fund Performance with Stochastic Discount Factors”, *Review of Financial Studies*, Vol. 19, Issue 2, pp. 423 – 455

Ferson, Wayne e Khang, Kenneth (2002), “Conditional Performance Measurement Using Portfolio Weights: Evidence for Pension Funds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.65, Issue 2, pp. 249 – 282

Ferson, Wayne e Schadt, Rudi (1996), “Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions”, *The Journal of Finance*, Vol.51, No.2, pp. 425 – 461

Ferson, Wayne; Sakissian, Sergei e Simin, Timothy (2003), “Spurious regressions in financial economics”, *Journal of Finance*, Vol.58, No.4, pp. 1393 – 1413

Ferson, Wayne e Warther, Vincent (1996), “Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market”, *Financial Analysts Journal*, Vol.52, No.6, pp. 20 - 28

Fletcher, Jonathan (1995), “An Examination of the Selectivity and Market Timing Performance of UK Unit Trusts”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.22, Issue 1, pp. 143 – 156

Gallagher, David e Jarnecic, Elvis (2002), “The Performance of Active Australian Bond Funds”, *Australian Journal of Management*, Vol.27, No.2, pp. 163 – 185

Gallo, John; Lockwood, Larry e Swanson, Peggy (1997), “The Performance of International Bond Funds”, *International Review of Economics & Finance*, Vol.6, Issue 1, pp. 17 – 35

Goetzmann, William; Ingersoll, Jonathan e Ivkovic, Zoran (2000), “Monthly Measurement of Daily Timers”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.35, No.3, pp. 257 – 290

Gonçalves, Ana (2011), “Avaliação de Desempenho de Fundos de Obrigações com Base em Modelos Não Condicionais Versus Modelos Condicionais: Evidência para o Mercado Norte Americano”, Tese de Mestrado em Finanças, Universidade do Minho, Braga

Granger, Clive e Newbold, Paul (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, pp. 111 – 120

Grinblatt, Mark e Titman, Sheridan (1989), “Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings”, *Journal of Business*, Vol. 62, No. 3, pp. 393 – 416

Grinblatt, Mark e Titman, Sheridan (1993), “Performance Measurement Without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns”, *Journal of Business*, Vol.66, No.1, pp. 47 – 68

Gujarati, Damodar (2000), “Econometria Básica”, 3ª Edição, Brasil, Makron Books

Gudikunst, Arthur e Mccarthy, Joseph (1992), “Determinants of Bond Mutual Fund Performance”, *The Journal of Fixed Income*, Vol.2, No.1, pp. 95 – 101

Gudikunst, Arthur e Mccarthy, Joseph (1997), “High-Yield Bond Mutual Funds: Performance, January Effects, and other Surprises”, *The Journal of Fixed Income*, Vol.7, No.2, pp. 35-46

Gutierrez, Roberto; Maxwell, William e Xu, Danielle (2008), “Persistent Performance in Corporate Bond Mutual Funds”, *Working Papers Series*

Henriksson, Ron e Merton, Robert (1981), “On Market Timing and Performace II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills”, *Journal of Bussiness*, Vol.54, Issue 4, pp. 513 – 533

Henriksson, Ron (1984), “Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation”, *The Journal of Business*, Vol.57, No.1, Part 1, pp. 73 – 96

Huang, Jing-zhi e Wang, Ying (2008), “Timing Ability of Government Bond Fund Managers: Evidence from Portfolio Holdings”, *Working Papers Series*

Huij, Joop e Derwall, Jeroen (2007), “ “Hot Hands” in Bond Funds”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.32, Issue 4, pp. 559 – 572

Ilmanen, Antti (1995), “Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets”, *The Journal of Finance*, Vol.50, No.2, pp. 481 – 506

Jagannathan, Ravi e Korajczyk, Robert (1985), “Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios”, *Journal of Business*, Vol.59, No.2, pp. 217 – 235

Jagannathan, Ravi e Wang, Zhenyu (1996), “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, *Journal of Finance*, Vol.51, No.1, pp. 3 – 53

Jensen, Michael (1968), “The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964”, *The Journal of Finance*, Vol.23, No.2, pp. 389 – 416

Jensen, Michael (1972), “Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance”, *Working Paper Series*

Jiang, Wei (2003), “A Nonparametric Test of Market Timing”, *Journal of Empirical Finance*, Vol.10, Issue 4, pp. 399 – 425

Jiang, George; Yao, Tong e Yu, Tong (2007), “Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings”, *Journal of Financial Economics*, Vol.86, Issue 3, pp. 724 – 758

Kao, Wenchi; Cheng, Louis e Chan, Kan (1998), “International Mutual Fund Selectivity and Market Timing During Up and Down Market Conditions”, *The Financial Review*, Vol.33, No.2, pp. 127 – 144

Kritzman, Mark (1983), "Can Bond Managers Perform Consistently?", *The Journal of Portfolio Management*, Vol.9, No.4, pp. 54 – 56

Kon, Stanley (1983), "The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers", *The Journal of Business*, Vol.56, No.3, pp. 323 – 347

Lee, Cheng-Few e Rahman, Shafiqur (1990), "Market Timing, Selectivity, and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation", *The Journal of Business*, Vol.63, No.2, pp. 261 – 278

Lee, Cheng F. II. Lee, Alice C.(2006), "Encyclopedia of Finance", Springer Science

Leite, Paulo e Cortez, Maria do Céu (2006), "Conditioning Performance Evaluation: Evidence for the Portuguese Market", *Working Paper*, University of Poitiers-France.

Lintner (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments Is Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economic and Statistic*, Vol.47, No.1, pp. 13 – 37

Maag, Félix e Zimmermann, Heinz (2000), "On Benchmarks and the Performance of DEM Bond Mutual Funds", *The Journal of Fixed Income*, Vol.10, No.3, pp. 31 – 45

Markowitz, Harry (1952), "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, Vol.7, No.1, pp. 77 – 91

Moneta, Fabio (2009), "Measuring Bond Mutual Fund Performance with Portfolio Characteristics", *Working Paper Series*

Mossin, Jan (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, Vol.35, No.4, pp. 768 – 783

Newey, Whitney e West, Kenneth (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, Vol.55, No.3, pp. 703 – 708

Oliveira, Éder (2010), “Capacidades de Timing e Selectividade dos Gestores de Fundos de Investimento Mobiliário: Evidência Empírica Para O Caso Português”, Tese de Mestrado em Finanças, Universidade do Porto, Porto

Otten, Roger e Bams, Dennis (2002), “European Mutual Fund Performance”, *European Financial Management*, Vol.8, Issue 1, pp. 75 – 101

Pesaran, Hashem e Timmermann, Allan (1995), “Predictability of Stock Returns: Robustness and Economic Significance”, *The Journal of Finance*, Vol.50, No.4, pp. 1201 – 1228

Pink, George (1989), “Market Timing by Canadian Bond Funds”, *Journal of Business Administration*, pp. 165 – 182

Prather, Larry e Middleton, Karen (2006), “Timing and Selectivity of Mutual Fund Managers. An Empirical Test of the Behavioural Decision Making Theory” *Journal of Empirical Finance*, Vol.13, Issue 3, pp. 249 – 273

Rao, S. (2001), “Mutual Fund Performance During up and down Market Conditions”, *Review of Business*, Vol. 22, n.º 1/2, pp. 62-65

Roll, Richard (1977), “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests -Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory” *Journal of Financial Economics*, Vol.4, Issue 2, pp. 129–176

Romacho, João e Cortez, Maria do Céu (2005), “Os Gestores de Carteiras têm Capacidade de Selecção de Títulos e de Previsão da Evolução do Mercado? Um Estudo Empírico para o Mercado Português”, *Revista de Estudos Politécnicos*, Vol.2, No.4, pp. 39 – 58

Ross, Stephen (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol.13, No.3, pp. 341 – 360

Sawicki, Julia e Ong, Fred (2000), "Evaluating Managed Fund Performance Using Conditional Measures: Australian Evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 8, Issues 3-4, pp. 505 – 528

Sharpe, William (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol.9, No.3, pp. 425 – 442

Sharpe, William (1966), "Mutual Fund Performance" *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1, pp. 119 – 138

Sharpe, William (1992), "Asset Allocation Management Style and Performance Measurement", *The Journal of Portfolio Management*, Vol.18, No.2, pp. 7 – 19

Shukla, Ravi e Trzcinka, Charles (1994), "Persistent Performance in the Mutual Fund Market: Tests with Funds and Investment Advisers", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 4, No.4, pp. 115 - 135

Silva, Florinda; Cortez, Maria do Céu e Armada, Manuel (2003), "Conditioning Information and European Bond Fund Performance", *European Financial Management*, Vol.9, No.2, pp. 201 – 230

Treynor, Jack (1965), "How to Rate Management Investment Funds", *Harvard Business Review*, Vol.43, No.1, pp. 63 – 75

Treynor, Jack e Mazuy, Kay (1966), "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review*, Vol. 44, pp. 131 – 136

Veit, Theodore e Cheney, John (1980), "Market Timing Decisions by Mutual Funds: An Empirical Test for the Period 1944 – 1978", *Financial Review*, Vol.15, Issue 4, pp. 18



Wagner, Wayne e Tito, Dennis (1977), “Definite New Measures of Bond Performance and Risk”, *Pension World*, Vol.13, No.5, pp. 10 – 12

Yule, Udney (1926), “Why do we Sometimes get Nonsense-Correlations Between Time-Series? - A Study in Sampling and the Nature of Time-Series”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.89, No.1, pp. 1 – 63

Zhao, Xinge (2005), “Determinants of Flows into Retail Bond Funds”, *Financial Analysts Journal*, Vol.61, No.4, pp. 47 – 59

Zheng, Lu (1999), "Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors Fund Selection Ability" *Journal of Finance*, Vol.54, pp. 901-933

**Web sites:**

Associazione Società di Gestione del Risparmio: [www.assogestioni.it](http://www.assogestioni.it)

Comisión Nacional del Mercado de Valores: [www.cnmv.es](http://www.cnmv.es)

European Fund and Asset Management Association:  
[www.efama.org/index2.php?option=com\\_docman&task=doc\\_view&gid=1173&Itemid=-99](http://www.efama.org/index2.php?option=com_docman&task=doc_view&gid=1173&Itemid=-99)

# Apêndices

**Apêndice 1** – Estatística referente às rendibilidades em excesso dos fundos de obrigações espanholas para o período Fevereiro de 2001 a Dezembro de 2009.

Esta tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas (mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana, Assimetria, Curtose, Teste Jarque-Bera e a respectiva probabilidade) relativas às rendibilidades em excesso mensais dos fundos de obrigações espanholas.

		Média	Desvio – Padrão	Máximo	Mínimo	Mediana	Assimetria	Curtose	Jarque- Bera (JB)	p-val JB	
Fundos de Curto Prazo	Bbva Renta Fija Corto	-0,001	0,004	0,010	-0,027	0,000	-2,275	14,995	733,692	0,000	
	Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	0,001	0,003	-0,001	-0,001	3,617	19,825	1495,373	0,000	
	Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	0,003	0,008	-0,016	-0,001	-1,237	6,449	80,314	0,000	
	Gesnavarra Can Ahorro 1	0,000	0,002	0,007	-0,007	-0,001	0,928	10,728	281,622	0,000	
	Cantabria Dinero	-0,001	0,001	0,001	-0,011	-0,001	-4,702	38,489	6009,354	0,000	
	Fibanc Activo	0,000	0,003	0,014	-0,016	0,000	-0,385	18,470	1069,573	0,000	
	Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,002	0,012	0,025	-0,082	0,000	-5,741	40,520	6863,781	0,000	
	Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,002	0,012	0,025	-0,087	0,000	-5,893	41,919	7372,344	0,000	
	Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	0,002	0,002	-0,017	0,000	-4,454	29,158	3404,382	0,000	
	Gaesco Fondguissona	-0,001	0,001	0,002	-0,006	-0,001	-2,196	17,434	1014,941	0,000	
	Inversafei Fontesoreria	0,000	0,002	0,004	-0,012	0,000	-3,861	30,257	3578,254	0,000	
	Ibercaja Ahorro	-0,001	0,003	0,010	-0,013	-0,001	-0,242	6,805	65,604	0,000	
	Ibercaja Cash	-0,001	0,005	0,011	-0,033	0,000	-4,693	32,434	4255,252	0,000	
	Ibercaja Tesoreria	-0,001	0,002	0,004	-0,008	-0,001	-0,712	8,925	165,539	0,000	
	Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	0,004	0,010	-0,014	-0,001	-0,222	4,874	16,535	0,000	
	Santander LeasetenIII	-0,001	0,006	0,021	-0,026	0,000	-0,970	9,179	187,007	0,000	
	Gesmadrid Dinero	0,000	0,001	0,002	-0,006	-0,001	-0,620	6,191	52,257	0,000	
	Gesmadrid Teso.	0,000	0,002	0,008	-0,007	0,000	0,319	4,863	17,283	0,000	
	March Gestion Tesoreria	0,000	0,001	0,003	-0,002	0,000	1,424	6,798	100,480	0,000	
	Gaesco P G Crecimiento	-0,001	0,002	0,007	-0,015	-0,001	-2,533	19,264	1293,767	0,000	
	Renta 4 Eurocash	-0,002	0,010	0,004	-0,079	0,000	-5,611	39,841	6612,762	0,000	
	Renta 4 Fondtesoro	-0,001	0,002	0,008	-0,005	-0,001	1,236	7,139	103,625	0,000	
	Gesmadrid Rentmadrid	-0,001	0,004	0,013	-0,010	-0,001	0,454	4,423	12,699	0,002	
	Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	0,004	0,016	-0,026	-0,001	-1,170	12,733	446,799	0,000	
	Sanch.Ahorro Diario 1	-0,002	0,001	0,006	-0,004	-0,002	3,832	32,605	4169,369	0,000	
	Santander Ahorro Diario 2	-0,002	0,001	0,005	-0,004	-0,002	2,766	19,641	1371,036	0,000	
	Santander Corto Plazo Plus	-0,004	0,021	0,008	-0,189	0,000	-7,470	61,214	16104,123	0,000	
	Sanch.Ongs	-0,001	0,001	0,002	-0,003	-0,001	-0,051	5,334	24,324	0,000	
	Fundos de Médio e Longo Prazo	Ibercaja Futuro	0,000	0,005	0,012	-0,018	0,000	-0,405	4,968	20,187	0,000
		Ibercaja Horizonte	0,000	0,006	0,016	-0,018	0,001	-0,147	3,651	2,276	0,320
Gesduero Inverdeuda		0,000	0,005	0,015	-0,016	0,000	-0,140	3,685	2,440	0,295	
Fondtesoro Renta		0,000	0,005	0,014	-0,012	0,000	0,291	2,761	1,765	0,414	
Lloyds Espana Fondo 1		0,000	0,006	0,013	-0,012	0,000	-0,121	2,309	2,391	0,303	
Gesmadrid Deuda Fondtesoro		0,000	0,006	0,013	-0,012	0,000	-0,121	2,309	2,391	0,303	
Gesmadrid Deuda Publica Euro		0,000	0,007	0,020	-0,015	0,001	0,110	3,192	0,382	0,826	
Gesmadrid Premiere		0,000	0,006	0,013	-0,018	0,001	-0,315	3,083	1,796	0,407	
Mutuactivos Fondo Largo Plazo		0,001	0,008	0,019	-0,017	0,002	0,002	2,681	0,452	0,798	
Mutuactivos Fondo Fi		0,000	0,003	0,008	-0,008	0,001	-0,047	3,122	0,106	0,948	
Riva Y Garcia Ahorro		0,000	0,005	0,015	-0,011	0,000	0,498	3,793	7,228	0,027	
Gescooperativo Rur.Renta Fija 5		-0,001	0,008	0,018	-0,043	0,000	-1,536	11,322	350,844	0,000	
Inversafei Renta Fija		-0,001	0,010	0,017	-0,067	0,000	-4,009	26,448	2737,734	0,000	
Sanch.Bonos Fondtesoro Rn.		0,000	0,006	0,013	-0,015	0,000	-0,241	2,752	1,311	0,519	
Sanch.Rn.Fija 1		0,000	0,005	0,014	-0,013	0,000	-0,101	3,162	0,299	0,861	
Sanch.Rn.Fija 2		-0,001	0,005	0,014	-0,015	0,000	0,012	3,130	0,078	0,962	
Sanch.Rn.Fija Privada		0,000	0,010	0,034	-0,032	0,000	0,100	5,102	19,874	0,000	

## Apêndice 2 – Estatística referente às rendibilidades em excesso dos fundos de obrigações italianos para o período Fevereiro de 2001 a Dezembro de 2009.

Esta tabela mostra os valores de algumas estatísticas descritivas (mais precisamente a Média, Desvio-Padrão, Máximo, Mínimo, Mediana, Assimetria, Curtose, Teste Jarque-Bera e a respectiva probabilidade) relativas às rendibilidades em excesso mensais dos fundos de obrigações italianos.

		Média	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo	Mediana	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera (JB)	p-val JB
Fundos de Curto Prazo	Gestielle Cedola	0,000	0,007	0,015	-0,016	0,001	-0,214	2,556	1,694	0,429
	Laurin Money	-0,001	0,002	0,004	-0,007	-0,001	-0,435	3,377	4,003	0,135
	Allianz Monetario	-0,001	0,002	0,007	-0,009	-0,001	-0,167	5,109	20,326	0,000
	Amundi Breve Termine	0,000	0,002	0,006	-0,006	0,000	0,356	3,110	2,313	0,315
	Monetario	0,000	0,002	0,007	-0,005	-0,001	1,485	7,718	138,589	0,000
	Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	0,002	0,007	-0,005	0,000	1,315	8,371	159,449	0,000
	Arca Mm	0,000	0,004	0,009	-0,008	0,000	-0,091	2,697	0,557	0,757
	Bg Focus Monetario	-0,001	0,003	0,009	-0,014	-0,001	-0,456	9,524	193,445	0,000
	Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl Gestioni Sgr	0,000	0,003	0,007	-0,008	0,000	-0,361	2,999	2,327	0,312
	Bpvi Breve Termine	0,000	0,002	0,006	-0,007	-0,001	0,064	4,145	5,915	0,052
	Carige Monetario Euro A	0,000	0,002	0,008	-0,007	-0,001	4,871	0,626	448,226	0,000
	Fondersel Reddito	0,000	0,003	0,006	-0,007	-0,001	0,020	2,903	0,049	0,976
	Eurizon Focus Obb.Euro Breve Termine	0,000	0,002	0,006	-0,008	0,000	-0,228	4,623	12,670	0,002
	Passadore Monetario	0,000	0,002	0,005	-0,005	0,000	-0,057	3,224	0,281	0,869
	Teodorico Monetario	0,000	0,002	0,006	-0,007	0,000	0,054	4,551	10,776	0,005
	Eurom.Prudente	0,000	0,002	0,006	-0,007	0,000	0,110	3,481	1,247	0,536
	Fideuram Security	-0,001	0,001	0,002	-0,006	-0,001	-0,913	8,778	163,728	0,000
	Imi 2000	-0,001	0,001	0,003	-0,004	-0,001	0,770	9,428	194,787	0,000
	Alto Monetario	-0,001	0,002	0,006	-0,006	-0,001	0,117	5,158	21,013	0,000
	Optima Reddito B T	0,000	0,003	0,007	-0,008	0,000	-0,019	2,979	0,009	0,996
	Pioneer Monetario Euro	0,000	0,002	0,006	-0,005	0,000	0,130	2,777	0,525	0,769
	Ndfo.Obzi.Er.Breve Tmi.	-0,001	0,002	0,005	-0,008	-0,001	-0,056	3,826	3,100	0,212
	Bim Obb.Breve Termine	0,000	0,002	0,004	-0,005	-0,001	0,219	3,276	1,195	0,550
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	0,003	0,008	-0,008	0,000	-0,017	3,821	3,012	0,222	
Anima Obb. Euro	0,001	0,008	0,030	-0,035	0,000	-0,179	9,912	213,552	0,000	
Fundos de Média e Longo Prazo	Europe Bond	0,001	0,007	0,019	-0,014	0,001	0,042	2,780	0,247	0,884
	Arca Rr	0,000	0,008	0,024	-0,015	0,001	0,121	2,722	0,605	0,739
	Azimet Reddito Euro	0,000	0,007	0,018	-0,026	0,000	-0,025	5,260	22,777	0,000
	Bnl Obbligazioni Euro M Lt	0,000	0,008	0,018	-0,019	0,001	-0,206	2,447	2,120	0,346
	Bpvi Obb.Euro	0,000	0,007	0,020	-0,013	0,001	0,081	2,903	0,160	0,923
	Carige Obb.Euro A	0,000	0,005	0,012	-0,010	0,000	-0,006	2,681	0,454	0,797
	Fondersel Euro	0,000	0,007	0,017	-0,016	0,001	-0,032	2,571	0,838	0,658
	Eurizon Focus Obb.Euro	0,001	0,008	0,020	-0,020	0,001	-0,142	2,724	0,698	0,706
	Eurom.Reddito	0,000	0,006	0,017	-0,016	0,000	-0,005	2,907	0,039	0,981
	Imi Rend	0,000	0,005	0,010	-0,014	0,001	-0,320	2,438	3,238	0,198
	Leonardo Obb.	0,001	0,007	0,020	-0,014	0,001	-0,057	2,767	0,300	0,861
	Optima Obb.Euro	0,000	0,006	0,019	-0,012	0,000	0,170	2,806	0,680	0,712
	Sai Euroobbligazionario	0,000	0,006	0,018	-0,018	0,001	-0,216	3,210	1,033	0,597

**Apêndice 3** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para os fundos de obrigações espanhóis.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta r_{m,t} + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e à autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-2,45**	0,207	4,33***	24,96
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-12,16***	0,010	1,66*	2,94
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,71***	0,031	0,63	0,10
Gesnavarra Can Ahorro 1	0,000	-1,79*	0,043	3,63***	7,93
Cantabria Dinero	-0,001	-7,01***	0,011	2,06**	-0,02
Fibanc Activo	-0,001	-1,89*	0,042	2,12**	1,80
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,002	-1,02	-0,031	-0,46	-0,86
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,001	-0,92	-0,029	-0,41	-0,88
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-2,18**	0,015	0,65	-0,45
Gaesco Fondguissona	-0,001	-10,14***	0,002	0,26	-0,88
Inversafei Fontesoreria	0,000	-2,43**	0,028	3,77***	2,62
Ibercaja Ahorro	-0,001	-2,06**	0,088	3,17***	8,51
Ibercaja Cash	-0,001	-1,05	0,007	0,26	-0,92
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-4,97***	0,023	1,26	1,38
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,002	-2,59**	0,083	1,21	4,19
Santander Leaseten Iii	-0,001	-0,76	-0,037	-0,64	-0,53
Gesmadrid Dinero	-0,001	-3,32***	0,031	2,15**	6,59
Gesmadrid Teso,	0,000	-0,61	0,121	5,82***	37,66
March Gestion Tesoreria	0,000	-2,40**	0,012	1,86*	2,22
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-6,22***	-0,018	-1,06	-0,07
Renta 4 Eurocash	-0,002	-1,80*	-0,182	-1,99**	3,23
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-5,23***	0,108	3,48***	42,74
Gesmadrid Rentmadrid	-0,001	-5,95***	0,272	6,67***	56,85
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-2,20**	-0,032	-0,75	-0,34
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-16,95***	0,011	1,51	0,52
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-17,44***	0,015	2,36**	1,72
Santander Corto Plazo Plus	-0,004	-1,26	0,292	0,95	1,31
Sanch,Ongs	-0,001	-7,11***	0,031	3,79***	21,70
Ibercaja Futuro	-0,001	-1,52	0,212	5,84***	23,93
Ibercaja Horizonte	-0,001	-1,13	0,328	6,61***	34,58
Gesduero Inverdeuda Fondtesoro Renta	-0,001	-4,99***	0,426	15,91***	72,28
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-2,41**	0,404	16,19***	76,92
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-3,12***	0,508	13,57***	83,09
Gesmadrid Deuda Publica Euro	0,000	-1,56	0,525	8,71***	75,91
Gesmadrid Premiere	0,000	-0,60	0,362	4,91***	50,48
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	0,56	0,593	8,93***	70,86
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	0,24	0,221	4,66***	54,07
Riva Y Garcia Ahorro	0,000	-0,77	0,229	4,72***	28,97
Gescooperativo Rur,Renta Fija 5	-0,001	-2,50**	0,459	7,97***	43,80
Inversafei Renta Fija	-0,002	-1,73*	0,344	6,10***	14,08
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-6,89***	0,501	19,73***	88,84
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-6,39***	0,438	11,62***	81,27
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-7,62***	0,439	12,82***	82,27
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,001	-0,71	0,532	6,11***	33,80

**Apêndice 4** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968) não condicional para os fundos de obrigações italianos.

Esta Tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \varepsilon$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e à autocorrelação, segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Gestielle Cedola	-0,001	-3,03***	0,604	14,95***	79,79
Laurin Money	-0,001	-4,65***	0,168	6,22***	53,48
Allianz Monetario	-0,001	-3,43***	0,158	5,61***	46,14
Amundi Breve Termine C	-0,001	-2,71***	0,154	13,24***	58,65
Monetario	-0,001	-2,60**	0,077	4,68***	20,88
Tesoreria Fondo Per Le	0,000	-1,83*	0,049	3,06***	8,73
Imprese					
Arca Mm	-0,001	-2,06**	0,277	11,60***	64,64
Bg Focus Monetario	-0,001	-2,93***	0,124	5,84***	20,28
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl					
Gestioni Sgr	-0,001	-2,58**	0,228	9,29***	59,48
Bpvi Breve Termine	-0,001	-2,22**	0,126	4,23***	32,14
Carige Monetario Euro A	-0,001	-2,70***	0,130	5,78***	31,10
Fondersel Reddito	-0,001	-3,37***	0,188	8,23***	53,14
Eurizon Focus Obb,Euro Breve					
Termine	-0,001	-2,33**	0,161	6,73***	49,55
Passadore Monetario	-0,001	-3,40***	0,142	8,95***	57,61
Teodorico Monetario	-0,001	-2,22**	0,147	7,21***	48,73
Eurom,Prudente	-0,001	-3,11***	0,174	7,94***	51,92
Fideuram Security	-0,001	-8,19***	0,052	4,55***	30,20
Imi 2000	-0,001	-9,40***	0,041	4,61***	23,21
Alto Monetario	-0,001	-3,98***	0,116	6,41***	39,51
Optima Reddito B T	-0,001	-3,26***	0,240	10,10***	62,30
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-4,43***	0,171	7,45***	56,73
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-4,26***	0,152	9,64***	53,37
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-3,03***	0,126	10,01***	50,35
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	-1,28	0,167	5,52***	37,75
Anima Obb, Euro	0,000	-0,08	0,337	6,29***	16,12
Europe Bond	-0,001	-2,09**	0,618	21,32***	84,16
Arca Rr	-0,001	-4,93***	0,755	28,50***	93,39
Azimut Reddito Euro	-0,001	-3,08***	0,526	15,30***	67,17
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-7,52***	0,792	33,24***	92,50
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-6,65***	0,616	34,47***	93,06
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,88***	0,429	28,66***	88,11
Fondersel Euro	-0,001	-4,22***	0,638	28,51***	85,74
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-3,36***	0,793	30,43***	94,79
Eurom,Reddito	-0,001	-4,12***	0,577	19,67***	85,62
Imi Rend	-0,001	-5,90***	0,505	30,38***	92,62
Leonardo Obb,	-0,001	-1,72*	0,640	13,84***	86,11
Optima Obb,Euro	-0,001	-6,22***	0,602	27,80***	92,90
Sai Euroobbligazionario	-0,001	-3,39***	0,536	18,68***	75,97

**Apêndice 5** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), não condicional para os fundos de obrigações espanhóis com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{pt}$ , considerando como carteira de mercado *FTSE Global ES Government 1-3 years* para os *Fondo de Renta Fija a Corto Plazo* e a carteira de mercado *FTSE Global ES Government 7-10 years* para os *Fondo de Renta Fija a Mediano y Largo Plazo*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-2,53**	0,369	2,33**	13,23
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-12,96***	0,032	1,74*	5,44
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,94***	0,147	1,41	3,10
Gesnavarra Can Ahorro 1	0,000	-2,05**	0,134	2,67***	14,06
Cantabria Dinero	-0,001	-7,68***	-0,014	-0,41	-0,68
Fibanc Activo	-0,001	-1,91*	0,061	0,89	0,03
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,001	-0,94	-0,516	-0,92	3,17
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,001	-0,81	-0,540	-0,91	3,24
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-2,10**	0,057	0,59	0,33
Gaesco Fondguissona	-0,001	-9,68***	0,026	0,82	0,45
Inversafei Fontesoreria	0,000	-3,04***	0,044	0,80	0,58
Ibercaja Ahorro	-0,001	-2,17**	0,146	1,82*	3,50
Ibercaja Cash	-0,001	-1,04	-0,115	-0,54	0,26
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-5,61***	0,046	0,69	0,60
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,002	-3,11***	0,329	2,69***	12,96
Santander Leaseten Iii	-0,001	-0,72	-0,214	-0,88	1,48
Gesmadrid Dinero	-0,001	-3,91***	0,071	1,34	5,80
Gesmadrid Teso,	0,000	-1,16	0,326	5,95***	47,34
March Gestion Tesoreria	0,000	-2,64***	0,026	0,97	1,36
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-6,01***	-0,004	-0,12	-0,95
Renta 4 Eurocash	-0,002	-1,97*	-0,593	-1,78	6,65
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-4,42***	0,237	2,83***	34,90
Gesmadrid Rentmadrid	-0,001	-5,43***	0,541	4,19***	38,55
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-2,32**	-0,112	-0,76	0,33
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-17,96***	0,022	0,81	-0,02
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-18,72***	0,021	0,78	0,00
Santander Corto Plazo Plus	-0,003	-1,48	-0,895	-1,15	2,72
Sanch,Ongs	-0,001	-10,17***	0,094	4,02***	34,30
Ibercaja Futuro	-0,001	-1,42	0,163	5,28***	22,77
Ibercaja Horizonte	-0,001	-1,03	0,255	5,94***	33,38
Gesduero Inverdeuda Fondtesoro Renta	-0,001	-4,65***	0,340	16,47***	73,62
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-2,20**	0,318	16,62***	76,16
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-2,56**	0,395	11,63***	80,55
Gesmadrid Deuda Publica Euro	0,000	-1,26	0,408	8,00***	73,69
Gesmadrid Premiere	0,000	-0,46	0,274	4,28***	46,24
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	0,59	0,463	7,87***	69,41
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	0,31	0,169	4,25***	50,82
Riva Y Garcia Ahorro	0,000	-0,68	0,173	4,29***	26,49
Gescooperativo Rur,Renta Fija 5	-0,001	-2,33**	0,358	7,29***	42,64
Inversafei Renta Fija	-0,002	-1,67*	0,287	7,36***	15,83
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-5,72***	0,393	20,19***	87,42
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-5,14***	0,342	10,51***	79,64
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-6,37***	0,344	11,27***	80,74
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,001	-0,65	0,416	6,10***	33,04

**Apêndice 6** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), não condicional para os fundos de obrigações italianos com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{p,t}$ , considerando como carteira de mercado *FTSE Global IT Government 1-3 years* para os *Fondo Obbligazionario Breve Termine* e a carteira de mercado *FTSE Global IT Government 7-10 years* para o *Fondo Obbligazionario medio/lungo termine*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O R<sup>2</sup> Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T- Alfa	Beta	T- Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Gestielle Cedola	-0,001	-4,23***	1,444	11,06***	71,08
Laurin Money	-0,001	-9,87***	0,525	12,14***	81,46
Allianz Monetario	-0,001	-8,36***	0,535	9,44***	83,57
Amundi Breve Termine C	-0,001	-9,71***	0,475	18,09***	88,04
Monetario	-0,001	-4,07***	0,258	7,49***	37,12
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-2,46**	0,158	3,77***	14,81
Arca Mm	-0,001	-11,57***	0,845	33,14***	94,65
Bg Focus Monetario	-0,001	-3,78***	0,339	4,42***	23,83
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl Gestioni Sgr	-0,001	-8,75***	0,696	16,67***	87,07
Bpvi Breve Termine	-0,001	-4,99***	0,433	6,86***	59,79
Carige Monetario Euro A	-0,001	-3,38***	0,334	4,10***	32,31
Fondersel Reddito	-0,001	-6,36***	0,563	11,60***	75,07
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	-0,001	-7,36***	0,535	10,75***	86,18
Passadore Monetario	-0,001	-11,15***	0,452	19,33***	91,48
Teodorico Monetario	-0,001	-7,64***	0,496	12,05***	87,34
Eurom,Prudente	-0,001	-8,09***	0,545	13,67***	79,64
Fideuram Security	-0,001	-11,76***	0,171	6,49***	51,27
Imi 2000	-0,001	-17,38***	0,157	7,13***	55,61
Alto Monetario	-0,001	-8,88***	0,415	10,54***	80,09
Optima Reddito B T	-0,001	-10,19***	0,718	14,75***	87,87
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-9,23***	0,520	13,21***	82,15
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-10,69***	0,476	16,56***	81,97
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-9,78***	0,420	13,25***	88,10
Ubi Pra Euro Breve Termine	-0,001	-3,43***	0,552	7,34***	64,79
Anima Obb, Euro	0,000	-0,05	0,241	4,92***	13,29
Europe Bond	-0,001	-2,00**	0,480	17,92***	82,86
Arca Rr	-0,001	-4,64***	0,591	34,81***	93,47
Azimut Reddito Euro	-0,001	-3,44***	0,430	19,31***	73,24
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-6,54***	0,608	19,97***	89,04
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-5,80***	0,485	40,87***	94,29
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,43***	0,330	24,11***	85,36
Fondersel Euro	-0,001	-5,03***	0,501	28,37***	86,04
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,75***	0,609	18,74***	91,05
Eurom,Reddito	-0,001	-3,71***	0,449	18,13***	84,72
Imi Rend	-0,001	-4,06***	0,382	13,95***	86,35
Leonardo Obb,	-0,001	-1,80*	0,501	12,28***	86,05
Optima Obb,Euro	-0,001	-6,00***	0,470	30,51***	92,66
Sai Eurobligazionario	-0,001	-3,19***	0,421	16,73***	76,55



**Apêndice 7** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), não condicional para os fundos de obrigações espanhóis.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$ , considerando como carteira de mercado *FTSE Global ES Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O R<sup>2</sup> Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-4,02***	3,069	1,21	0,198	3,68***	25,54
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-12,06***	0,569	0,99	0,009	1,47	4,62
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,70***	-2,599	-1,57	0,038	0,79	0,81
Gesnavarra Can Ahorro 1	-0,001	-2,59**	1,726	2,68***	0,038	3,38***	10,34
Cantabria Dinero	-0,001	-6,58***	0,505	0,94	0,009	1,78*	-0,52
Fibanc Activo	-0,001	-2,23**	0,249	0,16	0,042	2,06**	0,88
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,002	-1,44	8,021	2,46**	-0,054	-0,66	-0,52
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,002	-1,32	7,843	2,38**	-0,051	-0,61	-0,69
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-1,89*	-1,234	-1,78*	0,018	0,82	-0,61
Gaesco Fondguissona	-0,001	-7,27***	-0,892	-1,31	0,005	0,48	0,32
Inversafei Fontesoreria	-0,001	-3,06***	1,698	3,21***	0,023	2,87***	4,73
Ibercaja Ahorro	-0,001	-3,83***	4,300	2,22**	0,076	2,64***	12,73
Ibercaja Cash	-0,001	-1,51	2,889	1,44	-0,001	-0,03	-0,88
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-6,78***	1,501	1,89*	0,019	0,94	2,64
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	-3,15***	-0,774	-0,24	0,085	1,24	3,37
Santander Leaseten Iii	0,000	0,26	-8,050	-2,25**	-0,014	-0,25	3,05
Gesmadrid Dinero	-0,001	-5,29***	1,981	2,59**	0,025	1,59	12,69
Gesmadrid Teso,	0,000	-1,12	1,444	1,02	0,117	4,92***	38,31
March Gestion Tesoreria	-0,001	-5,51***	2,021	5,50***	0,007	1,29	20,24
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-4,79***	-0,127	-0,14	-0,018	-1,04	-1,02
Renta 4 Eurocash	-0,002	-1,25	-1,608	-0,29	-0,178	-1,94*	2,38
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-3,14***	-0,726	-0,43	0,110	3,94***	42,64
Gesmadrid Rentmadrid	-0,002	-4,94***	2,818	1,07	0,264	6,78***	57,85
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-1,00	-6,465	-2,25**	-0,014	-0,35	4,36
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-17,26***	0,437	1,19	0,010	1,38	0,07
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-17,97***	0,454	0,84	0,013	2,14**	1,36
Santander Corto Plazo Plus	0,002	1,29	-55,115	-2,02**	0,449	1,14	18,72
Sanch,Ongs	-0,001	-6,33***	0,596	0,98	0,030	3,46***	22,80
Ibercaja Futuro	-0,001	-3,50***	5,996	2,92***	0,195	5,03***	27,73
Ibercaja Horizonte	-0,001	-2,76***	5,044	1,85*	0,313	5,65***	35,86
Gesduero Inverdeuda Fondtesoro Renta	-0,001	-5,40***	-0,037	-0,03	0,426	15,06***	72,01
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-3,54***	3,006	1,51	0,396	15,06***	77,68
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-2,06**	-0,169	-0,08	0,508	13,31***	82,93
Gesmadrid Deuda Publica Euro	-0,001	-1,00	0,455	0,13	0,523	8,96***	75,69
Gesmadrid Premiere	-0,001	-1,70*	3,934	1,01	0,351	4,32***	51,38
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	-0,30	3,194	1,07	0,583	8,10***	71,05
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	-0,15	0,963	0,38	0,218	4,49***	53,87
Riva Y Garcia Ahorro	0,000	-0,62	-0,310	-0,07	0,229	5,42***	28,30
Gescooperativo Rur,Renta Fija 5	-0,001	-2,10**	-1,167	-0,29	0,463	8,91***	43,33
Inversafei Renta Fija	-0,003	-2,30**	9,033	3,21***	0,319	4,49***	15,61
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-4,65***	-1,060	-0,99	0,504	20,48***	88,83
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-7,09***	1,835	1,06	0,433	10,36***	81,42
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-7,43***	1,942	1,36	0,434	11,90***	82,47
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,001	-1,39	3,756	0,76	0,521	5,84***	33,55

**Apêndice 8** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), não condicional para os fundos de obrigações italianos.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{p,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O R<sup>2</sup> Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Gestielle Cedola	-0,001	-0,92	-4,739	-1,33	0,614	18,64***	80,32
Laurin Money	-0,001	-1,39	-3,716	-1,53	0,176	7,65***	56,93
Allianz Monetario	-0,001	-2,44**	-0,393	-0,20	0,159	5,33***	45,66
Amundi Breve Termine C Monetario	-0,001	-2,55**	0,916	0,85	0,152	12,01***	58,56
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-1,79*	-0,670	-0,38	0,078	5,19***	20,36
Arca Mm	-0,001	-1,36	-0,244	-0,12	0,277	11,26***	64,31
Bg Focus Monetario	-0,001	-2,23**	-0,874	-0,36	0,126	7,09***	19,67
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl Gestioni Sgr	0,000	-1,15	-2,337	-1,29	0,233	9,70***	60,02
Bpvi Breve Termine	0,000	-1,26	-0,725	-0,29	0,128	4,32***	31,65
Carige Monetario Euro A	-0,001	-2,67***	-0,686	-0,28	0,131	7,11***	30,57
Fondersel Reddito	-0,001	-2,26**	-0,437	-0,20	0,189	8,51***	52,73
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	0,000	-1,28	-1,228	-0,62	0,163	6,48***	49,50
Passadore Monetario	-0,001	-1,90*	-0,864	-0,60	0,144	9,16***	57,52
Teodorico Monetario	0,000	-1,23	-1,194	-0,79	0,149	7,11***	48,72
Eurom,Prudente	-0,001	-1,82*	-0,481	-0,25	0,175	8,09***	51,52
Fideuram Security	-0,001	-7,03***	-0,744	-0,76	0,054	4,17***	30,46
Imi 2000	-0,001	-5,38***	-1,154	-1,17	0,043	5,10***	25,35
Alto Monetario	-0,001	-2,78***	-0,927	-0,66	0,118	6,31***	39,31
Optima Reddito B T	-0,001	-2,37**	-0,210	-0,13	0,240	9,84***	61,95
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-1,85*	-1,147	-0,46	0,174	9,08***	56,70
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-2,58**	-0,517	-0,32	0,153	9,49	53,01
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-2,40**	0,263	0,26	0,125	9,62	49,90
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	-0,84	-0,348	-0,17	0,168	5,34	37,18
Anima Obb, Euro	-0,001	-0,60	5,252	1,19	0,326	6,72	15,92
Europe Bond	-0,001	-1,99*	1,611	1,03	0,615	21,34	84,09
Arca Rr	-0,002	-7,34***	5,686	4,38***	0,743	34,59	94,11
Azimut Reddito Euro	-0,002	-4,70***	7,325	5,35***	0,510	19,40	68,80
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-5,40***	-0,953	-0,60	0,794	34,28	92,45
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-7,39***	3,522	3,16***	0,609	42,70	93,45
Carige Obb,Euro A	-0,001	-5,27***	2,432	2,60**	0,424	32,49	88,42
Fondersel Euro	-0,001	-3,82***	3,391	1,99**	0,631	31,19	85,96
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,58**	1,087	0,50	0,791	28,17	94,77
Eurom,Reddito	-0,001	-3,88***	1,653	0,89	0,573	18,28	85,59
Imi Rend	-0,001	-2,38**	-2,319	-1,29	0,510	38,94	92,84
Leonardo Obb,	-0,001	-1,72*	2,614	0,73	0,634	13,77	86,19
Optima Obb,Euro	-0,002	-10,46***	4,427	4,28***	0,592	32,35	93,58
Sai Euroobbligazionario	-0,001	-2,51**	0,108	0,05	0,535	19,65	75,74

**Apêndice 9** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), não condicional para os fundos de obrigações espanhóis com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{pt}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government 1-3 years* para os *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo* e a carteira de mercado o *FTSE Global ES Government 7-10 years* para os *Fondo Renta Fija a Mediano y Largo Plazo*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-2,22**	6,170	0,41	0,374	2,48**	12,70
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-13,92***	1,735	0,84	0,034	1,74	5,95
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,001	-3,40***	-18,268	-2,78***	0,131	1,51	6,96
Gesnavarra Can Ahorro 1	-0,001	-3,24***	11,631	4,35***	0,143	4,23***	21,93
Cantabria Dinero	-0,001	-7,76***	-4,987	-2,45**	-0,018	-0,49	0,99
Fibanc Activo	0,000	-1,37	-5,154	-1,03	0,056	0,79	-0,39
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	0,001	1,26	-122,719	-2,12**	-0,619	-1,02	20,07
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	0,002	1,41	-129,072	-2,06**	-0,649	-1,00	20,60
Morgan Stanley Tesoreria Plus	0,000	-0,78	-26,560	-6,85***	0,034	0,58	21,02
Gaesco Fondguissona	-0,001	-8,64***	-3,224	-1,32	0,023	0,74	1,14
Inversafei Fontesoreria	0,000	-2,61**	-3,838	-0,83	0,041	0,66	0,53
Ibercaja Ahorro	-0,001	-1,82*	-0,697	-0,10	0,145	1,81*	2,58
Ibercaja Cash	0,000	0,94	-48,910	-2,39**	-0,156	-0,68	16,09
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-3,70***	-5,141	-0,70	0,041	0,57	1,14
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	-2,51**	-14,298	-1,48	0,317	2,69***	14,14
Santander Leaseten Iii	0,000	0,60	-48,202	-2,69***	-0,254	-1,14	9,98
Gesmadrid Dinero	0,000	-3,08***	-3,425	-0,65	0,068	1,18	6,11
Gesmadrid Teso,	0,000	-1,92*	8,133	1,68*	0,333	7,87***	49,12
March Gestion Tesoreria	0,000	-3,23***	2,398	2,01**	0,028	1,15	1,96
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-5,04***	-2,803	-1,28	-0,006	-0,20	-1,65
Renta 4 Eurocash	-0,001	-1,52	-45,442	-2,52**	-0,631	-2,01**	9,18
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-6,76***	9,061	1,34	0,244	3,16***	38,30
Gesmadrid Rentmadrid	-0,002	-5,63***	13,005	1,14	0,552	4,54***	39,71
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-1,70*	-25,280	-3,56***	-0,133	-1,01	4,39
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-16,22***	-1,569	-0,59	0,020	0,72	-0,60
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-16,02***	-1,542	-0,51	0,020	0,69	-0,58
Santander Corto Plazo Plus	-0,002	-1,30	-65,700	-1,46	-0,950	-1,27	3,29
Sanch,Ongs	-0,001	-8,83***	2,924	1,47	0,097	4,72***	36,25
Ibercaja Futuro	-0,001	-3,28***	3,740	3,50***	0,153	5,12***	27,27
Ibercaja Horizonte	-0,001	-2,62**	3,397	2,37**	0,245	5,52***	35,31
Gesduero Inverdeuda	-0,001	-4,69***	-0,007	-0,01	0,340	15,73***	73,37
Fondtesoro Renta	-0,001	-3,52***	1,945	1,81*	0,312	15,37***	77,14
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-1,93*	0,288	0,19	0,394	11,24***	80,38
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-1,03	0,784	0,36	0,406	8,02***	73,55
Euro	-0,001	-1,71*	2,965	1,33	0,265	3,94***	48,06
Gesmadrid Premiere	-0,001	-1,71*	2,965	1,33	0,265	3,94***	48,06
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	-0,41	2,693	1,27	0,456	7,34***	70,11
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	-0,31	1,072	0,68	0,166	4,07***	51,22
Riva Y Garcia Ahorro	0,000	-0,50	-0,372	-0,17	0,174	4,68***	25,83
Gescooperativo Rur,Renta Fija 5	-0,001	-2,40**	0,265	0,11	0,357	7,52***	42,10
Inversafei Renta Fija	-0,003	-2,24**	6,589	3,53***	0,268	6,57***	18,74
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-3,96***	-0,405	-0,52	0,394	20,60***	87,34
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-6,10***	1,402	1,21	0,338	9,71***	80,01
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-6,49***	1,407	1,43	0,340	10,77***	81,13
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,001	-1,33	2,951	1,22	0,407	5,89***	33,12

**Apêndice 10** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), não condicional para os fundos de obrigações italianos com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{p,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{pt}$ , considerando como carteira de mercado *FTSE Global IT Government 1-3 years* os *Fondo Obbligazionario Breve Termine* e a carteira de mercado *FTSE Global IT Government 7-10 years* para os *Fondos Obbligazionario medio/lungo termine*. Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs
Gestielle Cedola	-0,001	-1,40	-53,006	-2,13**	1,549	15,23***	73,47
Laurin Money	-0,001	-10,30***	-15,903	-3,39***	0,556	16,05***	83,36
Allianz Monetario	-0,001	-9,58***	-0,647	-0,07	0,537	7,51***	83,41
Amundi Breve Termine C	-0,001	-8,82***	2,561	0,95	0,470	18,47***	88,00
Monetario	-0,001	-2,62**	-6,362	-0,80	0,270	7,46***	37,15
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-1,49	-7,326	-0,94	0,173	4,35***	14,92
Arca Mm	-0,001	-9,22***	-4,424	-1,19	0,854	32,72***	94,67
Bg Focus Monetario	-0,001	-2,88***	-10,607	-0,78	0,360	4,99***	23,76
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl	-0,001	-7,18***	-14,913	-3,36***	0,725	20,41***	88,05
Gestioni Sgr	-0,001	-4,34***	-2,475	-0,40	0,438	6,77***	59,46
Bpvi Breve Termine	-0,001	-2,29**	-14,596	-1,56	0,363	5,34***	33,40
Carige Monetario Euro A	-0,001	-5,20***	-9,697	-2,24**	0,583	13,80***	75,45
Fondersel Reddito	-0,001	-8,04***	-5,331	-0,71	0,545	9,31***	86,29
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	-0,001	-10,25***	-2,819	-0,80	0,458	17,85***	91,49
Passadore Monetario	-0,001	-10,40***	-0,731	-0,11	0,497	10,48***	87,22
Teodorico Monetario	-0,001	-6,69***	-3,963	-0,65	0,553	13,99***	79,57
Eurom,Prudente	-0,001	-12,08***	-3,917	-0,77	0,179	6,03***	51,55
Fideuram Security	-0,001	-17,07***	1,788	0,37	0,154	7,38***	55,39
Imi 2000	-0,001	-9,66***	2,119	0,25	0,410	9,39***	79,96
Alto Monetario	-0,001	-8,52***	-5,052	-0,76	0,728	14,10***	87,87
Optima Reddito B T	-0,001	-6,66***	-3,870	-0,68	0,528	13,67***	82,10
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-9,34***	-5,316	-1,06	0,487	15,56	82,08
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-9,05***	3,503	0,84	0,413	11,94	88,16
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-3,83***	5,918	0,52	0,540	5,89	64,66
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	0,06	-0,787	-0,43	0,245	5,06	12,51
Anima Obb, Euro	-0,001	-1,61	-0,135	-0,17	0,481	19,14	82,70
Europe Bond	-0,001	-5,61***	1,121	1,36	0,585	33,62	93,52
Arca Rr	-0,002	-4,35***	2,634	1,82*	0,415	19,66	73,86
Azimut Reddito Euro	-0,001	-4,54***	-3,396	-4,22***	0,627	26,64	89,82
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,001	-6,31***	0,892	1,61	0,481	37,01	94,34
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-4,22***	-0,174	-0,40	0,331	24,08	85,22
Carige Obb,Euro A	-0,001	-2,73***	-0,153	-0,12	0,502	37,02	85,91
Fondersel Euro	-0,001	-1,46	-1,228	-0,76	0,616	20,96	91,08
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-3,17***	0,448	0,11	0,448	16,18	84,58
Eurom,Reddito	-0,001	-1,62	-2,511	-2,12**	0,395	20,09	87,41
Imi Rend	0,000	-0,87	-0,871	-0,36	0,505	13,88	86,00
Leonardo Obb,	-0,001	-6,06***	0,972	1,37	0,465	29,92	92,71
Optima Obb,Euro	-0,001	-2,83***	-0,349	-0,37	0,423	15,90	76,34
Sai Eurobligazionario							

**Apêndice 11** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações espanhóis.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado *FTSE Global ES Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	ST	T-ST	Euribor	T-euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-2,21**	0,165	1,74*	1,521	1,88*	-0,130	-2,26**	0,234	6,14***	27,48	0,0092
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-11,62***	-0,012	-0,73	-0,132	-1,29	-0,003	-0,43	0,012	2,01**	1,79	0,2097
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,37***	-0,063	1,72	-0,056	-0,04	-0,056	-1,09	0,066	1,72*	5,90	0,0022
Gesnavarra Can Ahorro 1	0,000	-1,77*	0,013	0,39	-0,013	-0,02	-0,008	-0,34	0,042	3,42***	5,53	0,9465
Cantabria Dinero	-0,001	-6,88***	-0,027	-1,49	-0,385	-2,56**	0,003	0,31	0,010	1,92*	-1,62	0,0556
Fibanc Activo	-0,001	-1,84*	-0,067	-1,14	-0,932	-2,06**	-0,001	-0,02	0,045	2,26***	0,64	0,1338
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,002	-1,00	-0,117	-0,64	-2,895	-1,71*	-0,053	-0,47	-0,029	-0,54	-2,38	0,1171
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,001	-0,90	-0,106	-0,57	-3,015	-1,86*	-0,063	-0,54	-0,028	-0,50	-2,28	0,0885
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-2,09**	-0,101	-1,55	-0,786	-1,42	0,029	0,88	0,018	0,81	-1,23	0,3165
Gaesco Fondguissona	-0,001	-11,15***	-0,049	-1,18	-0,290	-0,98	0,012	0,81	0,006	0,59	-0,45	0,4910
Inversafei Fontesoreria	0,000	-2,39**	0,015	0,56	0,064	0,25	-0,009	-0,89	0,028	3,49***	-0,08	0,7385
Ibercaja Ahorro	-0,001	-1,87*	0,007	0,09	0,261	0,29	-0,024	-0,62	0,099	4,26***	6,78	0,5978
Ibercaja Cash	-0,001	-0,98	-0,065	-0,87	-1,157	-1,82*	-0,030	-0,66	0,016	0,77	-2,33	0,1120
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-4,76***	0,072	1,86*	0,275	0,55	-0,083	-4,24***	0,038	4,13***	11,17	0,0003
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	-2,24**	-0,073	-0,41	-0,347	-0,21	-0,112	-1,55	0,135	2,86***	14,99	0,0001
Santander Leaseten Iii	0,000	-0,54	-0,372	-1,60	-2,837	-1,54	-0,051	-0,48	0,031	0,69	9,20	0,0057
Gesmadrid Dinero	-0,001	-3,22***	0,028	0,75	0,064	0,19	-0,037	-1,84*	0,038	3,55***	8,68	0,0460
Gesmadrid Teso,	0,000	-0,46	0,037	0,82	0,476	0,98	-0,039	-1,76*	0,133	7,27***	38,64	0,1165
March Gestion Tesoreria	0,000	-2,63***	0,031	1,20	0,177	0,50	0,005	0,48	0,006	0,99	6,79	0,0038
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-6,28***	-0,104	-1,83*	-0,726	-1,71*	0,040	1,48	-0,017	-1,03	-0,50	0,2896
Renta 4 Eurocash	-0,002	-1,57	-0,103	-0,53	3,041	1,29	-0,113	-1,39	-0,067	-1,30	13,47	0,0000
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-4,71***	-0,092	-1,56	-0,726	-1,52	-0,027	-0,92	0,130	6,02***	54,78	0,0002
Gesmadrid Rentmadrid	-0,001	-5,00***	-0,144	-1,09	-1,274	-1,28	0,000	0,00	0,288	8,07***	58,53	0,0011
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-2,12**	-0,137	-0,82	-0,786	-0,59	-0,067	-1,14	0,014	0,44	5,55	0,0360
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-18,27***	-0,001	-0,05	0,030	0,10	0,021	1,10	0,005	0,60	1,59	0,7035
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-18,09***	-0,023	-0,92	-0,371	-1,78*	0,011	0,57	0,011	1,72*	1,66	0,3007
Santander Corto Plazo Plus	-0,005	-1,36	-1,343	-1,18	-18,724	-1,32	0,540	1,00	0,148	1,06	10,43	0,6024
Sanch,Ongs	-0,001	-6,79***	0,016	1,04	0,073	0,44	-0,016	-1,75*	0,034	5,11***	21,84	0,2591
Ibercaja Futuro	-0,001	-1,39	0,138	1,64	1,826	1,54	-0,073	-1,81*	0,231	7,81***	24,57	0,0424

Ibercaja Horizonte	-0,001	-0,98	0,146	1,32	2,043	1,44	-0,117	-2,33**	0,364	9,16***	36,42	0,0005
Gesduero Inverdeuda Fondtesoro Renta	-0,001	-5,34***	0,216	2,25**	1,633	1,88*	-0,072	-1,41	0,422	14,54***	73,12	0,0424
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-2,60**	0,093	1,51	-0,521	-0,78	-0,083	-3,04***	0,401	21,43***	79,28	0,0004
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-2,66***	0,063	1,16	0,559	0,89	-0,108	-3,70***	0,538	21,43***	84,84	0,0002
Gesmadrid Deuda Publica Euro	0,000	-1,03	-0,049	-0,43	-0,547	-0,52	-0,129	-2,65***	0,574	14,40***	80,17	0,0000
Gesmadrid Premiere	0,000	-0,19	0,005	0,05	1,165	0,99	-0,156	-3,11***	0,434	14,25***	62,09	0,0000
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	0,96	0,315	2,62	3,659	2,97***	-0,246	-3,02***	0,656	15,35***	77,58	0,0002
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	0,58	0,052	0,69	0,501	0,68	-0,118	-2,34**	0,257	8,65***	63,20	0,0017
Riva Y Garcia Ahorro	0,000	-0,63	-0,068	-0,46	-1,780	-1,48	-0,083	-1,22	0,247	7,38***	32,90	0,0483
Gescooperativo Rur.Renta Fija 5	-0,001	-2,50**	0,220	2,08**	1,130	0,94	-0,231	-4,56***	0,502	14,31***	46,84	0,0000
Inversafei Renta Fija	-0,002	-1,68*	0,266	1,53	1,642	1,07	-0,154	-1,79*	0,356	6,07***	12,70	0,2360
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-6,45***	0,072	1,43	0,260	0,56	-0,063	-1,97*	0,509	21,57***	89,07	0,1610
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-6,11***	0,057	0,64	1,119	1,50	-0,073	-1,39	0,467	17,40***	83,35	0,0015
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-7,56***	0,058	0,86	1,356	2,38**	-0,053	-1,13	0,465	18,04***	84,22	0,0014
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,001	-0,52	-0,038	-0,19	-1,056	-0,51	-0,207	-2,22**	0,598	11,49***	36,37	0,0010

**Apêndice 12** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações italianos.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta'_p(z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturity*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	ST	T-SY	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Gestielle Cedola	-0,001	-3,44***	-0,083	-0,59	0,269	1,83*	0,000	-0,89	0,612	16,57***	80,27	0,0397
Laurin Money	-0,001	-10,62***	-0,071	-0,86	-0,541	-0,29	-0,013	-0,16	0,175	13,47***	55,29	0,0837
Allianz Monetario	-0,001	-10,54***	0,075	1,60	0,586	0,85	-0,012	-0,25	0,154	8,78***	45,86	0,1615
Amundi Breve Termine C Monetario	-0,001	-11,82***	0,100	1,90*	0,586	0,98	-0,008	-0,60	0,147	21,68***	61,55	0,0000
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-3,30***	-0,023	-0,63	-0,362	-1,59	-0,027	-2,15**	0,053	3,84***	15,05	0,0050
Arca Mm	-0,001	-11,88***	0,034	-0,24	0,195	-0,92	-0,005	-0,42	0,275	28,63***	63,76	0,9036
Bg Focus Monetario	-0,001	-4,29***	-0,097	-1,45	-1,226	-3,19***	-0,023	-1,48	0,132	4,90***	23,71	0,0007
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl Gestioni Sgr	-0,001	-8,98***	0,040	1,33	0,467	1,57	-0,017	-1,02	0,227	15,88***	58,89	0,1042
Bpvi Breve Termine	-0,001	-5,92***	-0,064	-2,69***	-1,344	-3,94***	0,009	1,57	0,127	6,73***	34,59	0,4073
Carige Monetario Euro A	-0,001	-5,02***	-0,058	-2,16**	-0,885	-2,66***	-0,042	-3,42***	0,137	6,80***	41,47	0,0000
Fondersel Reddito	-0,001	-7,86***	0,015	-0,75	-0,159	-2,39**	-0,027	-3,04***	0,189	17,78***	54,80	0,0156
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	-0,001	-7,95***	0,066	1,73*	0,656	1,70*	-0,013	-0,29	0,158	10,94***	49,09	0,0761
Passadore Monetario	-0,001	-12,37***	0,016	0,62	0,141	-0,14	-0,005	0,38	0,142	17,53***	56,53	0,8003
Teodorico Monetario	-0,001	-2,23**	0,047	0,97	0,444	0,74	-0,003	-0,48	0,144	7,30***	47,80	0,7407
Eurom,Prudente	-0,001	-2,76***	0,024	0,53	0,469	0,88	-0,019	-2,81***	0,176	8,37***	51,85	0,0167

Fideuram Security	-0,001	-8,57***	0,037	1,96*	0,233	0,86	-0,004	-1,05	0,050	4,41***	30,60	0,0239
Imi 2000	-0,001	-9,05***	-0,005	-0,20	-0,157	-0,57	-0,002	-0,88	0,041	4,80***	21,92	0,3476
Alto Monetario	-0,001	-3,99***	0,046	1,30	0,443	1,01	-0,006	-1,00	0,113	6,43***	38,40	0,4977
Optima Reddito B T	-0,001	-3,27***	0,090	1,84*	0,826	1,23	-0,020	-1,38	0,235	10,20***	62,35	0,2206
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-3,66***	-0,025	-0,35	-0,130	-0,17	-0,028	-3,35***	0,176	9,67***	59,78	0,2206
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-4,32***	0,031	0,75	-0,026	-0,05	-0,006	-1,11	0,150	9,49***	53,17	0,1528
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-10,73***	0,074	2,54**	0,631	1,95*	-0,009	0,01	0,122	14,59***	50,91	0,0004
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	-3,68***	0,099	1,95*	0,800	1,77*	-0,015	-0,32	0,162	6,56***	37,54	0,1765
Anima Obb, Euro	0,000	-0,14	0,225	1,62	0,695	1,44	-0,149	-2,50**	0,333	5,68***	21,18	0,0018
Europe Bond	-0,001	-1,96*	0,224	4,75***	2,595	4,34***	-0,043	-6,11***	0,609	23,46***	85,07	0,0002
Arca Rr	-0,001	-4,93***	0,167	1,30	1,446	1,91*	-0,030	-2,47**	0,746	39,33***	93,75	0,0163
Azimut Reddito Euro	-0,001	-3,61***	0,150	0,45	0,819	0,56	0,050	1,32	0,509	23,25***	69,54	0,0000
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-7,48***	0,080	0,20	0,965	1,45	-0,045	-4,18***	0,791	27,80***	92,79	0,0066
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-6,08***	0,157	2,16**	1,162	1,27	0,001	-1,55	0,605	35,29***	93,83	0,0000
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,98***	0,083	0,87	0,646	1,52	-0,036	-2,36**	0,426	28,70***	88,91	0,0048
Fondersel Euro	-0,001	-4,78***	0,086	0,56	0,100	-0,88	-0,021	-4,54***	0,633	42,00***	85,99	0,0100
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,38**	0,027	-1,29	0,509	-0,08	-0,001	-0,94	0,792	26,19***	94,69	0,8253
Eurom,Reddito	-0,001	-3,85***	0,155	1,52	1,358	1,09	-0,016	-1,87*	0,568	17,58***	85,89	0,0015
Imi Rend	-0,001	-3,84***	-0,027	-1,18	-0,392	-0,71	-0,006	-1,09	0,507	19,74***	92,52	0,5792
Leonardo Obb,	-0,001	-1,58	-0,176	-3,70***	-2,318	-2,71	0,001	-1,98*	0,649	20,83***	86,90	0,0427
Optima Obb,Euro	-0,001	-6,31***	0,117	0,75	0,982	1,20	-0,022	-2,08***	0,596	33,25***	93,14	0,1215
Sai Eurobligazionario	-0,001	-3,18***	0,109	0,93	1,385	1,48	0,014	-0,53	0,528	16,70***	76,20	0,0021



**Apêndice 13** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações espanhóis com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado para o *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo* o *FTSE Global ES Government 1-3 years* e para os *Fondo Renta Fija a Mediano y Largo Plazo FTSE Global ES Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-3,15***	0,428	1,08	-1,442	-0,48	-0,513	-2,80***	0,513	5,18***	25,52	0,0003
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-12,02***	-0,041	-0,79	-0,644	-1,35	-0,013	-0,84	0,043	2,48**	6,28	0,1350
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,57***	-0,106	-0,25	-0,965	-0,22	-0,158	-1,20	0,212	2,34**	4,30	0,2092
Gesnavarra Can Ahorro 1	0,000	-2,77***	-0,093	-0,89	-2,126	-1,32	0,034	0,59	0,139	3,49***	15,71	0,1149
Cantabria Dinero	-0,001	-7,61***	0,065	0,37	-0,930	-0,67	-0,084	-1,28	0,013	0,51	6,07	0,0061
Fibanc Activo	-0,001	-2,59**	0,037	0,17	-2,670	-1,36	-0,126	-1,20	0,112	2,03**	3,81	0,0291
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,002	-1,35	0,140	0,10	-19,215	-1,66*	-0,712	-0,97	-0,206	-0,64	17,43	0,0751
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,002	-1,26	0,173	0,13	-20,223	-1,70*	-0,770	-1,02	-0,209	-0,62	18,39	0,0667
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-1,92*	-0,324	-1,12	-2,128	-0,75	0,126	0,92	0,049	0,64	1,06	0,4725
Gaesco Fondguissona	-0,001	-9,66***	-0,117	-1,08	-0,996	-1,01	-0,001	-0,04	0,040	1,09	1,02	0,5500
Inversafei Fontesoreria	0,000	-3,27***	0,137	0,69	-1,025	-0,92	-0,101	-1,17	0,071	2,08**	8,80	0,0018
Ibercaja Ahorro	-0,001	-3,11***	0,168	0,51	-2,193	-0,68	-0,171	-1,58	0,200	2,46**	8,60	0,0769
Ibercaja Cash	-0,001	-1,41	0,141	0,24	-6,762	-1,46	-0,369	-1,28	0,027	0,23	14,45	0,0564
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-7,55***	0,083	0,78	-2,762	-2,34**	-0,194	-3,62***	0,116	3,39***	27,11	0,0000
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,002	-3,08***	-0,277	-0,51	-5,314	-0,97	-0,250	-1,67*	0,457	4,19***	20,24	0,0206
Santander Leaseten Iii	0,000	-0,16	-0,585	-1,18	-3,861	-0,61	-0,802	-2,98***	0,115	0,74	30,34	0,0009
Gesmadrid Dinero	-0,001	-5,31***	0,024	0,20	-2,302	-2,27**	-0,111	-1,74*	0,116	3,73***	27,80	0,0002
Gesmadrid Teso.	0,000	-1,60	0,021	0,16	-1,390	-1,17	-0,083	-1,35	0,358	8,48***	49,38	0,0512
March Gestion Tesoreria	0,000	-5,72***	-0,017	-0,32	-1,852	-3,35***	0,072	2,76***	0,011	0,69	38,35	0,0000
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-5,65***	-0,007	-0,05	-0,235	-0,22	0,000	-0,01	-0,002	-0,05	-3,88	0,9924
Renta 4 Eurocash	-0,001	-1,51	-0,294	-0,51	8,775	1,02	-1,101	-2,61**	-0,242	-1,45	32,72	0,0000

Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-5,74***	-0,247	-1,54	-3,675	-2,54**	-0,111	-1,35	0,308	5,16***	49,26	0,0040
Gesmadrid Rentmadrid	-0,001	-6,43***	-0,285	-0,64	-6,418	-1,54	-0,158	-0,97	0,643	7,44***	45,39	0,0003
Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-2,01**	-0,180	-0,40	1,705	0,41	-0,541	-2,77***	0,075	0,69	24,29	0,0000
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-19,38***	0,004	0,05	-1,062	-1,42	0,008	0,16	0,023	1,13	3,33	0,1199
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-22,76***	-0,005	-0,07	-1,618	-2,17**	-0,044	-1,02	0,043	2,51**	10,52	0,0003
Santander Corto Plazo Plus	-0,001	-1,11	1,692	0,71	37,898	1,33	-3,087	-2,03**	-0,162	-0,50	28,72	0,0594
Sanch,Ongs	-0,001	-12,23***	0,010	-0,84	-0,091	-3,74***	-0,009	-0,03	0,096	6,81***	34,81	0,0002
Ibercaja Futuro	-0,001	-1,34	0,119	1,86*	1,726	1,80*	-0,063	-1,99**	0,184	8,51***	24,82	0,0099
Ibercaja Horizonte	-0,001	-0,93	0,129	1,58	2,035	1,78*	-0,096	-2,54**	0,290	9,65***	36,87	0,0000
Gesduero Inverdeuda	-0,001	-5,02***	0,141	1,95*	1,323	1,92*	-0,045	-1,30	0,338	15,22***	74,09	0,2092
Fondtesoro Renta	-0,001	-2,25**	0,056	1,00	-0,315	-0,49	-0,062	-2,61**	0,317	21,83***	77,46	0,0032
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-2,25**	0,028	0,65	0,383	0,81	-0,084	-3,42***	0,425	23,61***	82,85	0,0000
Gesmadrid Deuda Publica	0,000	-0,85	-0,066	-0,77	-0,569	-0,72	-0,097	-2,60**	0,454	15,29***	78,59	0,0000
Euro	0,000	-0,15	0,008	0,10	1,165	1,16	-0,128	-3,33***	0,342	15,53***	60,53	0,0000
Gesmadrid Premiere	0,000	0,92	0,226	2,44**	2,774	2,68***	-0,189	-3,07***	0,518	16,12***	76,43	0,0000
Mutuactivos Fondo Largo	0,000	0,60	0,039	0,63	0,423	0,68	-0,095	-2,36**	0,200	8,96***	60,98	0,0001
Plazo	0,000	-0,51	-0,057	-0,50	-1,259	-1,29	-0,077	-1,53	0,194	7,59***	30,97	0,0134
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	-2,37**	0,172	2,10**	1,094	1,19	-0,185	-4,32***	0,395	13,83***	46,01	0,0000
Riva Y Garcia Ahorro	-0,001	-1,63	0,205	1,82*	2,165	1,78*	-0,090	-1,65*	0,300	8,58***	14,50	0,1911
Gescooperativo Rur,Renta	-0,001	-5,39***	0,020	0,50	0,073	0,21	-0,039	-1,68*	0,402	23,77***	87,53	0,1285
Fija 5	-0,001	-5,16***	0,024	0,37	0,944	1,44	-0,049	-1,31	0,372	19,73***	82,64	0,0001
Inversafei Renta Fija	-0,001	-6,62***	0,019	0,39	1,012	2,03**	-0,035	-1,01	0,370	19,92***	83,51	0,0006
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-0,48	-0,013	-0,09	-0,130	-0,08	-0,161	-2,58**	0,477	13,44***	35,74	0,0002
Sanch,Rn,Fija 1												
Sanch,Rn,Fija 2												
Sanch,Rn,Fija Privada												

**Apêndice 14** – Estimativas obtidas para a Medida de Jensen (1968), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações italianos com carteira de mercado alternativa.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta'_p(z_{t-1} r_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteiras de mercado para *Fondo Obbligazionario Breve Termine* o *FTSE Global IT Government 1-3 years* e para os *Fondo Obbligazionario medio/lungo termine* o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Gestiele Cedola	-0,001	-3,44***	-0,152	-0,59	4,729	1,83*	-0,039	-0,89	1,543	16,57***	75,49	0,0000
Laurin Money	-0,001	-10,62***	-0,122	-0,86	-0,550	-0,29	-0,003	-0,16	0,549	13,47***	82,20	0,0432
Allianz Monetario	-0,001	-10,54***	0,175	1,60	1,360	0,85	-0,006	-0,25	0,510	8,78***	84,27	0,1179
Amundi Breve Termine C	-0,001	-11,82***	0,197	1,90*	1,442	0,98	-0,013	-0,60	0,449	21,68***	89,62	0,0146
Monetario	-0,001	-5,71***	0,083	0,85	-1,302	-0,78	-0,054	-2,36**	0,247	6,02***	45,15	0,0004
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	-0,001	-3,30***	-0,070	-0,63	-3,072	-1,59	-0,055	-2,15**	0,167	3,84***	26,85	0,0280
Arca Mm	-0,001	-11,88***	-0,022	-0,24	-1,008	-0,92	-0,007	-0,42	0,843	28,63***	94,75	0,3393
Bg Focus Monetario	-0,001	-4,29***	-0,215	-1,45	-6,176	-3,19***	-0,063	-1,48	0,354	4,90***	34,71	0,0007
Bnl Obbligazioni Euro Bt Bnl Gestioni Sgr	-0,001	-8,98***	0,096	1,33	1,524	1,57	-0,015	-1,02	0,694	15,88***	86,97	0,2517
Bpvi Breve Termine	-0,001	-5,92***	-0,427	-2,69***	-6,769	-3,94***	0,056	1,57	0,443	6,73***	68,35	0,0000
Carige Monetario Euro A	-0,001	-5,02***	-0,306	-2,16**	-6,933	-2,66***	-0,108	-3,42***	0,382	6,80***	56,23	0,0003
Fondensel Reddito	-0,001	-7,86***	-0,074	-0,75	-2,865	-2,39**	-0,078	-3,04***	0,584	17,78***	80,82	0,0003
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	-0,001	-7,95***	0,153	1,73*	2,038	1,70*	-0,008	-0,29	0,522	10,94***	86,55	0,2428
Passadore Monetario	-0,001	-12,37***	0,028	0,62	-0,101	-0,14	0,004	0,38	0,443	17,53***	91,59	0,0192
Teodorico Monetario	-0,001	-2,23**	0,153	0,97	1,631	0,74	0,018	-0,48	0,468	7,30***	88,90	0,7407
Eurom,Prudente	-0,001	-2,76***	0,086	0,53	1,419	0,88	-0,019	-2,81***	0,547	8,37***	79,50	0,0167
Fideuram Security	-0,001	-8,57***	0,080	1,96*	0,066	0,86	-0,002	-1,05	0,153	4,41***	54,94	0,0239
Imi 2000	-0,001	-9,05***	0,054	-0,20	-0,267	-0,57	0,009	-0,88	0,138	4,80***	62,37	0,3476
Alto Monetario	-0,001	-3,99***	0,140	1,30	0,894	1,01	0,015	-1,00	0,384	6,43***	82,32	0,4977
Optima Reddito B T	-0,001	-3,27***	0,255	1,84*	2,081	1,23	-0,052	-1,38	0,700	10,20***	88,64	0,2206
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-3,66***	-0,056	-0,35	-1,046	-0,17	-0,054	-3,35***	0,545	9,67***	84,51	0,0046
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-4,32***	0,110	0,75	0,184	-0,05	-0,010	-1,11	0,456	9,49***	82,97	0,1528
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-10,73***	0,163	2,54**	1,607	1,95*	0,000	0,01	0,398	14,59***	89,40	0,0006
Ubi Pra Euro Breve Termine	-0,001	-3,68***	0,312	1,95*	3,261	1,77*	-0,013	-0,32	0,516	6,56***	65,74	0,1709
Anima Obb, Euro	0,000	-0,14	0,216	1,62	1,927	1,44	-0,157	-2,50**	0,262	5,68***	20,09	0,0023

Europe Bond	-0,001	-1,96*	0,112	4,75***	1,563	4,34***	-0,056	-6,11***	0,487	23,46***	84,33	0,0000
Arca Rr	-0,001	-4,93***	0,065	1,30	0,887	1,91*	-0,047	-2,47**	0,599	39,33***	94,27	0,0005
Azimut Reddito Euro	-0,001	-3,61***	0,032	0,45	0,415	0,56	0,030	1,32	0,417	23,25***	73,68	0,0135
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-7,48***	0,008	0,20	0,664	1,45	-0,069	-4,18***	0,632	27,80***	91,50	0,0000
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-6,08***	0,058	2,16	0,366	1,27	-0,016	-1,55	0,482	35,29***	94,35	0,1484
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,98***	0,036	0,87	0,511	1,52	-0,043	-2,36**	0,340	28,70***	87,62	0,0000
Fondersel Euro	-0,001	-4,78***	0,016	0,56	-0,278	-0,88	-0,041	-4,54***	0,509	42,00***	87,01	0,0000
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,38**	-0,069	-1,29	-0,040	-0,08	-0,020	-0,94	0,628	26,19***	91,80	0,0000
Eurom,Reddito	-0,001	-3,85***	0,058	1,52	0,518	1,09	-0,029	-1,87*	0,451	17,58***	84,80	0,2127
Imi Rend	-0,001	-3,84***	-0,065	-1,18	-0,490	-0,71	-0,020	-1,09	0,397	19,74	87,57	0,0416
Leonardo Obb,	-0,001	-1,58	-0,169	-3,70***	-1,865	-2,71***	-0,023	-1,98*	0,527	20,83***	89,09	0,0000
Optima Obb,Euro	-0,001	-6,31***	0,038	0,75	0,551	1,20	-0,036	-2,08**	0,478	33,25***	93,40	0,0021
Sai Euroobbligazionario	-0,001	-3,18***	0,041	0,93	0,735	1,48	-0,008	-0,53	0,420	16,70***	76,11	0,5093

**Apêndice 15** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações espanhóis.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global ES Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,002	-3,85***	4,266	1,53	0,115	1,04	0,834	1,03	-0,139	-2,44**	0,227	5,60***	28,84	0,0022
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-14,62***	0,949	2,03**	-0,023	-1,29	-0,285	-1,80*	-0,005	-0,79	0,011	1,83*	6,85	0,0882
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,002	-3,92***	-1,567	-0,68	-0,045	-0,29	0,196	0,12	-0,053	-1,09	0,069	1,72*	5,47	0,0062
Gesnavarra Can Ahorro 1	-0,001	-3,06***	2,241	2,43**	-0,013	-0,42	-0,374	-0,88	-0,013	-0,55	0,038	3,20***	9,19	0,8427
Cantabria Dinero	-0,001	-6,21***	1,033	1,89*	-0,039	-1,73*	-0,551	-2,72***	0,001	0,10	0,009	1,54	-1,02	0,0274
Fibanc Activo	-0,001	-2,69***	1,484	0,92	-0,084	-1,14	-1,171	-1,71*	-0,004	-0,11	0,042	1,97*	0,29	0,3218
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	-0,003	-1,40	14,050	1,87*	-0,281	-1,65	-5,157	-1,90*	-0,083	-0,66	-0,052	-0,71	-0,07	0,1456
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	-0,003	-1,31	14,049	1,82*	-0,270	-1,64	-5,277	-1,92*	-0,093	-0,71	-0,051	-0,67	-0,21	0,1388
Morgan Stanley Tesoreria Plus	-0,001	-1,95*	-0,860	-0,87	-0,091	-1,34	-0,647	-1,07	0,031	0,91	0,019	0,84	-1,90	0,4705
Gaesco Fondguissona	-0,001	-6,73***	-0,807	-1,24	-0,039	-1,10	-0,160	-0,69	0,014	0,90	0,007	0,70	0,03	0,4734
Inversafei Fontesoreria	-0,001	-2,82***	2,159	3,33***	-0,011	-0,51	-0,284	-1,16	-0,014	-1,64	0,025	3,15***	2,99	0,1818
Ibercaja Ahorro	-0,001	-4,33***	5,630	2,46**	-0,059	-0,65	-0,645	-0,66	-0,037	-0,92	0,090	3,70***	13,08	0,1482
Ibercaja Cash	-0,001	-1,51	5,541	1,99**	-0,129	-1,31	-2,049	-1,74*	-0,042	-0,80	0,007	0,25	-0,27	0,1468
Ibercaja Tesoreria Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	-6,65***	2,900	2,93***	0,038	1,29	-0,192	-0,51	-0,089	-4,68***	0,033	3,13***	17,12	0,0000
Santander Leaseten Iii	0,000	-0,02	-4,260	-0,94	-0,322	-1,74*	-2,151	-1,77*	-0,041	-0,40	0,038	0,81	9,35	0,0297
Gesmadrid Dinero	-0,001	-4,82***	2,999	4,48***	-0,007	-0,24	-0,419	-1,35	-0,044	-2,40**	0,033	2,97***	21,03	0,0199
Gesmadrid Teso,	0,000	-1,23	2,009	1,46	0,013	0,35	0,153	0,36	-0,044	-2,23**	0,130	6,43***	40,03	0,0137
March Gestion Tesoreria	-0,001	-6,02***	2,062	3,97***	0,007	0,41	-0,155	-0,92	0,001	0,08	0,002	0,36	22,16	0,0789
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-4,75***	0,266	0,24	-0,107	-1,91*	-0,769	-1,62	0,040	1,41	-0,018	-1,07	-1,46	0,2633
Renta 4 Eurocash	-0,002	-1,03	-1,139	-0,13	-0,089	-0,45	3,225	1,15	-0,111	-1,17	-0,065	-1,31	12,65	0,0000
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-5,32***	0,833	0,72	-0,101	-1,60	-0,860	-1,44	-0,028	-1,00	0,128	6,34***	54,82	0,0000
Gesmadrid Rentmadrid	-0,002	-6,14***	5,467	2,85***	-0,208	-1,57	-2,154	-1,92*	-0,012	-0,25	0,279	8,26***	62,52	0,0017

Santander Ahorro Corto Plazo	-0,001	-0,99	-5,114	-1,34	-0,077	-0,53	0,037	0,04	-0,056	-0,99	0,023	0,67	7,54	0,1508
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-15,97***	0,089	0,18	-0,002	-0,08	0,016	0,05	0,021	1,09	0,004	0,57	0,63	0,7116
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-18,21***	0,766	1,44	-0,032	-1,03	-0,495	-1,66*	0,009	0,47	0,009	1,35	2,05	0,3298
Santander Corto Plazo Plus	0,002	1,21	-56,780	-2,20**	-0,680	-1,44	-9,582	-1,85*	0,664	1,40	0,242	1,46	25,63	0,2898
Sanch,Ongs	-0,001	-7,46***	0,916	1,98*	0,006	0,38	-0,075	-0,46	-0,018	-2,15**	0,033	4,56***	24,68	0,1156
Ibercaja Futuro	-0,001	-3,56***	6,689	2,46***	0,060	0,62	0,750	0,65	-0,088	-2,07**	0,220	7,12	28,48	0,0009
Ibercaja Horizonte	-0,001	-2,69***	6,202	1,71*	0,073	0,51	1,045	0,61	-0,130	-2,35**	0,354	8,32***	38,17	0,0000
Gesduero Inverdeuda	-0,001	-5,04***	-1,256	-0,78	0,230	2,35**	1,835	1,97*	-0,070	-1,41	0,424	14,04***	72,90	0,0265
Fondtesoro Renta	-0,001	-5,79***	5,210	4,00***	0,032	0,68	-1,360	-3,27***	-0,094	-3,43***	0,393	19,74***	81,50	0,0000
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-2,71***	1,185	0,79	0,049	0,94	0,368	0,52	-0,110	-3,85***	0,536	20,53***	84,77	0,0001
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-2,07**	4,026	1,64	-0,096	-0,80	-1,195	-0,93	-0,138	-3,22***	0,568	14,79***	80,83	0,0000
Gesmadrid Deuda Publica Euro	-0,001	-2,49**	7,283	2,92***	-0,080	-0,88	-0,007	-0,01	-0,172	-3,89***	0,422	12,49***	65,62	0,0000
Gesmadrid Premiere	-0,001	-2,49**	7,283	2,92***	-0,080	-0,88	-0,007	-0,01	-0,172	-3,89***	0,422	12,49***	65,62	0,0000
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	-0,31	4,212	2,45**	0,266	2,41**	2,980	2,95***	-0,255	-3,28***	0,649	15,14***	78,04	0,0000
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	-0,69	2,937	1,81*	0,017	0,26	0,028	0,04	-0,124	-2,61**	0,252	8,13***	64,67	0,0006
Riva Y Garcia Ahorro	-0,001	-1,67*	3,137	0,98	-0,104	-0,59	-2,285	-1,46	-0,090	-1,30	0,241	6,70***	33,30	0,0217
Gescooperativo Rur,Renta Fija 5	-0,001	-2,44**	1,004	0,39	0,209	1,83*	0,968	0,76	-0,234	-4,74***	0,500	13,65***	46,35	0,0000
Inversafei Renta Fija	-0,003	-1,97*	11,407	2,03**	0,133	1,01	-0,194	-0,09	-0,179	-1,89*	0,337	4,77***	14,93	0,1284
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-6,05***	-0,697	-0,74	0,080	1,61	0,372	0,75	-0,062	-1,91*	0,510	20,91***	89,00	0,1512
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-7,27***	2,599	1,59	0,026	0,31	0,700	0,92	-0,079	-1,49	0,463	16,57***	83,72	0,0000
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-8,45***	2,132	1,86*	0,034	0,56	1,012	2,02**	-0,058	-1,22	0,461	17,90***	84,43	0,0000
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,002	-1,65	10,053	1,68*	-0,156	-0,63	-2,675	-0,99	-0,229	-2,25**	0,581	9,79***	38,07	0,0018

**Apêndice 16** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações italianos.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado o *FTSE Global IT Government All Maturities*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Gestielle Cedola	-0,001	-1,01	-3,219	-0,92	-0,039	-0,49	0,531	0,54	0,000	0,00	0,616	19,64***	80,34	0,1444
Laurin Money	-0,001	-1,78*	-3,043	-1,48	-0,029	-0,55	-0,293	-0,43	-0,013	-1,94*	0,178	7,67***	56,90	0,1264
Allianz Monetario	-0,001	-2,17**	-1,621	-0,75	0,097	1,81*	0,718	0,99	-0,011	-1,68*	0,155	5,67***	45,90	0,0132
Amundi Breve Termine C	-0,001	-1,86*	-0,800	-0,52	0,111	3,78***	0,651	1,88*	-0,008	-1,46	0,148	13,26***	61,35	0,0000
Monetario	-0,001	-2,16**	-0,516	-0,37	0,028	0,75	0,110	0,23	-0,029	-2,81***	0,079	5,47***	24,54	0,0022
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-1,49	-0,791	-0,72	-0,013	-0,29	-0,297	-0,60	-0,027	-2,41**	0,054	4,26***	14,50	0,0050
Arca Mm	-0,001	-1,26	-0,926	-0,40	0,046	0,91	0,271	0,40	-0,005	-0,52	0,276	11,21***	63,49	0,8049
Bg Focus Monetario	-0,001	-2,82***	0,795	0,49	-0,108	-1,70*	-1,291	-1,89*	-0,023	-1,74*	0,131	7,16***	23,05	0,0008
Bnl Obbligazioni Euro Bt	0,000	-1,00	-3,064	-1,41	0,081	1,84*	0,717	1,28	-0,017	-2,56**	0,230	9,86***	59,75	0,0515
Bnl Gestioni Sgr	0,000	-1,59	-1,216	-0,50	-0,047	-0,60	-1,245	-1,28	0,010	0,66	0,129	4,25***	34,29	0,4121
Bpvi Breve Termine	0,000	-1,59	-1,216	-0,50	-0,047	-0,60	-1,245	-1,28	0,010	0,66	0,129	4,25***	34,29	0,4121
Carige Monetario Euro A	-0,001	-3,56***	0,926	0,73	-0,070	-0,95	-0,961	-1,22	-0,042	-3,23***	0,136	8,30***	41,08	0,0000
Fondersel Reddito	-0,001	-2,86***	-0,402	-0,24	0,020	0,32	-0,126	-0,18	-0,027	-2,95***	0,189	8,77***	54,38	0,0131
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	0,000	-1,01	-2,289	-0,93	0,098	1,94*	0,842	1,28	-0,013	-2,04**	0,160	6,94***	49,77	0,0095
Passadore Monetario	-0,001	-1,79*	-1,265	-0,77	0,034	0,93	0,244	0,52	-0,005	-0,86	0,143	9,30***	56,64	0,5362
Teodorico Monetario	0,000	-0,92	-2,272	-1,15	0,078	2,05**	0,629	1,19	-0,003	-0,43	0,147	7,64***	48,66	0,0767
Eurom,Prudente	-0,001	-1,88*	-0,082	-0,04	0,025	0,48	0,475	0,83	-0,019	-2,83***	0,176	8,30***	51,37	0,0114
Fideuram Security	-0,001	-5,80***	-1,683	-1,38	0,060	2,56**	0,370	1,29	-0,003	-0,87	0,051	4,57***	33,67	0,0013
Imi 2000	-0,001	-5,24***	-1,519	-1,37	0,016	0,82	-0,033	-0,14	-0,002	-0,71	0,042	5,23***	25,06	0,0332
Alto Monetario	-0,001	-2,36**	-1,784	-1,01	0,070	2,32**	0,588	1,47	-0,006	-0,93	0,115	6,63***	38,91	0,0656
Optima Reddito B T	-0,001	-1,99**	-1,248	-0,59	0,107	2,41**	0,928	1,51	-0,020	-1,45	0,237	10,30***	62,18	0,0771
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-2,62**	-0,058	-0,04	-0,024	-0,39	-0,126	-0,18	-0,028	-3,34***	0,176	9,78***	59,38	0,0039
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-2,43**	-1,475	-0,80	0,051	1,76*	0,094	0,22	-0,006	-1,04	0,152	9,54***	53,30	0,0235
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-1,88*	-0,777	-0,54	0,085	4,26***	0,695	2,40**	-0,009	-1,42	0,123	10,32***	50,65	0,0001
Ubi Pra Euro Breve Termine	0,000	-0,59	-1,900	-0,81	0,125	2,23**	0,955	1,33	-0,014	-1,37	0,164	5,54***	37,50	0,0248

Anima Obb, Euro	-0,001	-0,70	5,547	1,11	0,150	1,16	0,243	0,15	-0,149	-2,91***	0,327	7,40***	20,94	0,0004
Europe Bond	-0,001	-1,42	0,284	0,11	0,220	3,46***	2,572	3,56***	-0,043	-2,70***	0,609	23,00***	84,92	0,0010
Arca Rr	-0,002	-7,64	5,294	3,67***	0,095	1,67*	1,014	1,45	-0,031	-2,12**	0,741	34,16***	94,23	0,0978
Azimut Reddito Euro	-0,002	-3,77	4,571	1,81*	0,088	1,44	0,447	0,47	0,049	2,59**	0,504	21,63***	69,84	0,0010
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,002	-4,99***	-0,911	-0,45	0,092	2,37**	1,039	2,05**	-0,045	-2,74***	0,792	35,49***	92,73	0,0111
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-6,66***	1,409	1,49	0,138	3,37***	1,047	2,08**	0,001	0,05	0,603	47,62***	93,83	0,0001
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,94***	2,653	1,99**	0,047	1,53	0,430	1,25	-0,036	-3,58***	0,424	35,18***	89,19	0,0002
Fondersel Euro	-0,001	-3,56***	2,594	1,28	0,051	0,77	-0,111	-0,14	-0,022	-1,11	0,630	32,79***	86,02	0,0491
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,42**	1,364	0,49	0,008	0,12	0,398	0,50	-0,001	-0,09	0,791	29,77***	94,67	0,7756
Eurom,Reddito	-0,001	-2,85***	-0,176	-0,07	0,157	2,22**	1,372	1,51	-0,016	-0,82	0,568	19,77***	85,75	0,0686
Imi Rend	-0,001	-2,46**	-2,598	-1,44	0,009	0,22	-0,180	-0,35	-0,005	-0,56	0,509	39,89***	92,74	0,3638
Leonardo Obb,	-0,001	-2,92***	5,484	1,97*	-0,251	-3,06***	-2,765	-2,50**	0,000	0,02	0,644	17,25***	87,51	0,0096
Optima Obb,Euro	-0,002	-9,67***	4,279	3,03***	0,059	0,91	0,633	0,88	-0,023	-1,66*	0,591	30,81***	93,62	0,2407
Sai Euroobbligazionario	-0,001	-2,06***	-1,679	-0,74	0,132	2,07**	1,522	2,13**	0,014	1,06	0,530	22,36***	76,06	0,0022



**Apêndice 17** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações espanhóis com carteira de mercado alternativo.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0p} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ . Considerando como carteira de mercado para os *Fondos de Renta Fija a Corto Plazo* o *FTSE Global ES Government 1-3 years* e para os *Fondo Renta Fija a Mediano y Largo Plazo* o *FTSE Global ES Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O R<sup>2</sup> Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula, H<sub>0</sub>, pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Bbva Renta Fija Corto Plus	-0,001	-2,62***	-1,254	-0,15	0,427	1,06	-1,492	-0,47	-0,514	-2,86***	0,513	9,79***	24,80	0,0002
Gesmadrid Inverban Dinero	-0,001	-13,26***	1,303	0,62	-0,040	-0,81	-0,592	-1,26	-0,012	-0,66	0,043	2,52**	6,14	0,3547
Ahorro Corporacion San Fernando Maxifondo	-0,001	-3,11***	-20,752	-5,22***	-0,125	-0,29	-1,788	-0,46	-0,183	-1,24	0,208	2,65***	9,48	0,0253
Gesnavarra Can Ahorro 1	-0,001	-3,56***	10,923	2,68***	-0,083	-0,71	-1,693	-1,02	0,047	0,94	0,141	3,53***	22,46	0,2629
Cantabria Dinero	-0,001	-8,07***	-7,053	-3,86***	0,058	0,34	-1,210	-0,87	-0,092	-1,46	0,011	0,46	10,35	0,0008
Fibanc Activo	0,000	-1,76*	-9,031	-3,03***	0,029	0,14	-3,028	-1,50	-0,137	-1,35	0,110	2,02**	4,50	0,0014
Morgan Stanley Tesoreria Plus 100	0,001	1,52	-151,917	-4,07***	0,002	0,00	-25,236	-2,77***	-0,893	-1,23	-0,236	-0,79	43,62	0,0007
Morgan Stanley Tesoreria Plus 500	0,001	1,81*	-160,096	-3,94***	0,028	0,02	-26,568	-2,83***	-0,960	-1,28	-0,241	-0,76	45,40	0,0011
Morgan Stanley Tesoreria Plus	0,000	-0,68	-26,998	-7,67***	-0,348	-1,28	-3,198	-1,32	0,094	0,89	0,043	0,71	22,19	0,3390
Gaesco Fondguissona	-0,001	-8,44***	-3,719	-1,86*	-0,120	-1,14	-1,144	-1,16	-0,006	-0,21	0,039	1,10	2,20	0,4927
Inversafei Fontesoreria	0,000	-3,66***	-6,428	-2,06**	0,131	0,66	-1,280	-1,17	-0,109	-1,20	0,070	1,88*	10,40	0,0003
Ibercaja Ahorro	-0,001	-2,34**	-4,955	-0,81	0,164	0,49	-2,389	-0,72	-0,177	-1,61	0,199	2,46**	8,09	0,0841
Ibercaja Cash	0,000	0,99	-60,866	-5,29***	0,086	0,15	-9,174	-2,70***	-0,442	-1,62	0,014	0,13	39,30	0,0000
Ibercaja Tesoreria	-0,001	-6,27***	-9,898	-3,59***	0,074	0,74	-3,155	-3,13***	-0,206	-3,44***	0,114	3,62***	31,91	0,0000
Ahorro Corporacion Inverfondo	-0,001	-2,53**	-20,524	-3,92***	-0,296	-0,55	-6,128	-1,22	-0,274	-1,62	0,452	4,68***	23,55	0,0005
Santander Leaseten Iii	0,001	1,69*	-57,793	-5,57***	-0,637	-1,45	-6,151	-1,11	-0,871	-4,34***	0,103	0,93	43,07	0,0000
Gesmadrid Dinero	0,000	-5,09***	-6,702	-2,40**	0,018	0,15	-2,568	-2,54**	-0,119	-1,88*	0,114	3,55***	31,68	0,0000
Gesmadrid Teso,	0,000	-2,03**	6,414	1,60	0,027	0,19	-1,136	-0,92	-0,075	-1,44	0,360	8,47***	50,29	0,0117
March Gestion Tesoreria	0,000	-5,34***	1,520	1,34	-0,016	-0,29	-1,792	-3,26***	0,074	2,88***	0,011	0,71	38,35	0,0000
Gaesco P G Crecimiento	-0,001	-4,87***	-3,101	-1,44	-0,010	-0,08	-0,358	-0,32	-0,004	-0,08	-0,002	-0,06	-4,59	0,9757
Renta 4 Eurocash	0,000	0,35	-47,413	-3,42***	-0,337	-0,58	6,896	0,81	-1,157	-3,07***	-0,251	-1,49	35,73	0,0000
Renta 4 Fondtesoro	-0,001	-7,10***	6,335	1,61	-0,241	-1,56	-3,424	-2,38**	-0,103	-1,27	0,310	5,42***	50,70	0,0043
Gesmadrid Rentmadrid	-0,002	-6,42***	7,742	1,14	-0,278	-0,64	-6,111	-1,55	-0,149	-0,90	0,645	7,55***	45,46	0,0000

Santander Ahorro Corto Plazo	0,000	-0,78	-28,563	-4,90***	-0,206	-0,48	0,573	0,16	-0,575	-3,13***	0,069	0,74	29,88	0,0000
Sanch,Ahorro Diario 1	-0,002	-18,07***	-2,541	-1,16	0,001	0,02	-1,163	-1,49	0,005	0,10	0,023	1,10	3,36	0,1018
Santander Ahorro Diario 2	-0,002	-19,84***	-3,423	-2,57**	-0,008	-0,12	-1,754	-2,45**	-0,048	-1,13	0,043	2,69***	11,52	0,0000
Santander Corto Plazo Plus	0,001	1,12	-68,452	-2,16**	1,630	0,67	35,185	1,20	-3,169	-2,21**	-0,176	-0,59	29,64	0,0038
Sanch,Ongs	-0,001	-10,53***	1,877	1,54	-0,033	-0,77	-1,391	-3,19***	0,001	0,06	0,104	6,77***	45,87	0,0015
Ibercaja Futuro	-0,001	-3,17***	3,751	2,55**	0,051	0,63	0,771	0,79	-0,066	-2,02	0,177	8,00***	28,42	0,0001
Ibercaja Horizonte	-0,001	-2,50**	3,429	1,74*	0,066	0,57	1,162	0,81	-0,099	-2,43**	0,284	8,89***	38,41	0,0000
Gesduero Inverdeuda Fondtesoro Renta	-0,001	-3,88***	-0,879	-0,86	0,157	2,02**	1,547	1,93*	-0,044	-1,36	0,340	15,05***	74,01	0,1686
Lloyds Espana Fondo 1	-0,001	-5,30***	3,193	3,99***	-0,002	-0,05	-1,127	-2,55**	-0,065	-2,85***	0,312	19,89***	79,94	0,0000
Gesmadrid Deuda Fondtesoro	-0,001	-2,34**	0,914	0,92	0,012	0,30	0,150	0,30	-0,085	-3,67***	0,423	22,50***	82,84	0,0000
Gesmadrid Deuda Publica Euro	-0,001	-1,81*	2,634	1,75*	-0,114	-1,32	-1,239	-1,35	-0,099	-3,20***	0,449	15,73***	79,46	0,0000
Gesmadrid Premiere	-0,001	-2,10**	4,207	3,13***	-0,069	-1,00	0,095	0,12	-0,132	-4,15***	0,334	13,88***	64,01	0,0000
Mutuactivos Fondo Largo Plazo	0,000	-0,29	2,761	2,42**	0,176	2,32**	2,071	2,44**	-0,192	-3,46***	0,513	15,77***	77,06	0,0000
Mutuactivos Fondo Fi	0,000	-0,70	1,957	2,07**	0,003	0,06	-0,076	-0,12	-0,097	-2,70***	0,197	8,49***	63,00	0,0000
Riva Y Garcia Ahorro	-0,001	-1,18	1,461	0,85	-0,084	-0,61	-1,630	-1,25	-0,078	-1,47	0,192	7,16***	30,97	0,0142
Gescooperativo Rur.Renta Fija 5	-0,002	-2,70***	1,078	0,78	0,152	1,69*	0,820	0,78	-0,186	-4,35***	0,393	13,11***	45,62	0,0001
Inversafei Renta Fija	-0,003	-1,99**	7,047	2,27**	0,076	0,69	0,371	0,23	-0,096	-1,75*	0,287	7,15***	17,16	0,1292
Sanch,Bonos Fondtesoro Rn,	-0,001	-4,55***	-0,189	-0,32	0,023	0,59	0,121	0,35	-0,039	-1,67*	0,403	23,45***	87,41	0,1138
Sanch,Rn,Fija 1	-0,001	-6,34***	1,517	1,40	-0,004	-0,06	0,558	0,81	-0,050	-1,39	0,369	18,89***	83,02	0,0000
Sanch,Rn,Fija 2	-0,002	-6,96***	1,329	1,78*	-0,005	-0,13	0,673	1,77*	-0,036	-1,08	0,368	19,73***	83,77	0,0000
Sanch,Rn,Fija Privada	-0,002	-1,44	5,572	1,70*	-0,115	-0,61	-1,547	-0,69	-0,166	-2,39**	0,467	1,70*	37,23	0,0002

**Apêndice 18** – Estimativas obtidas para o Modelo de Treynor e Mazuy (1966), através da abordagem condicional, para os fundos de obrigações italianos com carteira de mercado alternativo.

Esta tabela mostra as estimativas dos coeficientes obtidos através da regressão  $r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{op} r_{m,t} + \beta_p (z_{t-1} r_{m,t}) + \gamma (r_{m,t})^2 + \varepsilon_{i,t}$ , considerando como carteira de mercado para o *Fondo Obbligazionario Breve Termine* o *FTSE Global IT Government 1-3 years* e para os *Fondo Obbligazionario medio/lungo termine* o *FTSE Global IT Government 7-10 years*. Nesta regressão, para além das rendibilidades em excesso do mercado, são utilizados mais 3 factores: a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de crescimento dos dividendos (*DY*), a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pela taxa de juro de curto prazo (*Euribor*) e a rendibilidade em excesso do mercado multiplicada pelo declive da estrutura temporal de taxas de juro (*ST*). Os asteriscos são utilizados para identificar os coeficientes estatisticamente significativos para os níveis de significância de 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) e 10% (\*), tendo os erros das estimativas sido ajustados quanto à heteroscedasticidade e autocorrelação segundo o método de Newey e West (1987). O  $R^2$  Ajustado encontra-se em percentagem. A hipótese nula,  $H_0$ , pretende testar se as 3 variáveis explicativas da regressão são conjuntamente iguais a zero.

	Alfa	T-Alfa	Gama	T-Gama	ST	T-ST	Euribor	T-Euribor	DY	T-DY	Beta	T-Beta	R <sup>2</sup> Ajs	Teste H <sub>0</sub>
Gestille Cedola	-0,001	-1,73*	-32,228	-1,60	-0,014	-0,05	5,444	2,05**	-0,028	-0,62	1,578	15,33***	76,10	0,0000
Laurin Money	-0,001	-9,23***	-13,027	-1,97*	-0,067	-0,40	-0,261	-0,13	0,001	0,06	0,563	15,93***	83,17	0,6321
Allianz Monetario	-0,001	-10,08***	-7,199	-0,77	0,206	1,62	1,519	0,91	-0,004	-0,16	0,518	8,23***	84,46	0,0770
Amundi Breve Termine C	-0,001	-7,23***	-3,655	-0,80	0,212	1,97*	1,523	1,03	-0,012	-0,55	0,453	20,64***	89,64	0,0014
Monetario	-0,001	-3,28***	-12,952	-1,65	0,138	1,42	-1,015	-0,65	-0,050	-1,99**	0,261	6,63***	46,77	0,0004
Tesoreria Fondo Per Le Imprese	0,000	-2,04**	-10,149	-1,19	-0,026	-0,25	-2,847	-1,54	-0,052	-1,92*	0,177	4,20***	27,59	0,0181
Arca Mm	-0,001	-9,64***	-7,215	-1,37	0,009	0,10	-0,848	-0,78	-0,005	-0,31	0,851	29,32***	94,86	0,2935
Bg Focus Monetario	-0,001	-3,65***	-15,408	-1,03	-0,149	-0,88	-5,834	-2,89***	-0,058	-1,37	0,371	5,26***	35,22	0,0020
Bnl Obbligazioni Euro Bt	-0,001	-6,78***	-17,778	-3,19***	0,172	1,85*	1,919	1,83*	-0,010	-0,60	0,713	19,84***	88,14	0,2575
Bnl Gestioni Sgr	-0,001	-5,29***	-6,027	-0,84	-0,401	-2,28**	-6,635	-3,65***	0,058	1,61	0,449	6,83***	68,30	0,0000
Bpvi Breve Termine	-0,001	-3,48***	-11,613	-0,99	-0,257	-1,75*	-6,676	-2,58**	-0,105	-3,28***	0,395	7,54***	56,70	0,0005
Carige Monetario Euro A	-0,001	-6,61***	-9,380	-1,43	-0,034	-0,31	-2,657	-2,28**	-0,075	-2,97***	0,595	19,74***	81,10	0,0001
Fondersel Reddito	-0,001	-7,15***	-8,623	-1,07	0,190	1,81*	2,229	1,93*	-0,005	-0,19	0,532	10,58***	86,92	0,1932
Eurizon Focus Obb,Euro Breve Termine	-0,001	-9,95***	-6,401	-1,52	0,056	0,99	0,041	0,06	0,006	0,58	0,450	18,19***	91,93	0,0092
Passadore Monetario	-0,001	-9,11***	-7,492	-1,16	0,185	2,49**	1,797	2,03**	0,021	1,10	0,476	13,30***	89,25	0,0000
Teodorico Monetario	-0,001	-6,29	-3,298	-0,41	0,100	0,74	1,492	1,08	-0,018	-1,03	0,550	12,85***	79,36	0,1288
Eurom,Prudente	-0,001	-12,79***	-10,170	-2,40**	0,124	2,26**	0,291	0,40	0,001	0,12	0,164	6,43***	58,66	0,0000
Fideuram Security	-0,001	-19,42***	-3,688	-1,17	0,070	1,14	-0,185	-0,24	0,010	1,12	0,142	8,44***	62,70	0,0000
Imi 2000	-0,001	-10,51***	-5,526	-0,86	0,163	2,32**	1,017	1,31	0,017	0,80	0,390	11,07***	82,47	0,0000
Alto Monetario	-0,001	-7,79***	-10,356	-1,26	0,299	2,23**	2,310	1,29	-0,049	-2,00**	0,711	13,50***	88,95	0,0034
Optima Reddito B T	-0,001	-7,49***	1,279	0,20	-0,062	-0,48	-1,074	-0,61	-0,055	-3,39***	0,544	14,27***	84,37	0,0015
Pioneer Monetario Euro	-0,001	-9,53***	-12,684	-2,11**	0,164	1,89*	0,465	0,55	-0,006	-0,41	0,470	15,04***	84,13	0,0008
Ndfo,Obzi,Er,Breve Tmi,	-0,001	-7,97***	-0,898	-0,20	0,167	2,75***	1,627	2,06**	0,000	0,02	0,399	13,34***	89,30	0,0000
Bim Obb,Breve Termine	-0,001	-3,59***	-0,390	-0,03	0,313	1,80*	3,270	1,71*	-0,013	-0,31	0,517	5,99***	65,40	0,2662
Ubi Pra Euro Breve Termine	-0,001													

Anima Obb, Euro	-0,001	-0,49	2,558	1,13	0,159	1,24	1,420	1,17	-0,160	-2,57**	0,256	5,44***	19,63	0,0184
Europe Bond	-0,001	-1,92*	0,468	0,54	0,102	3,43***	1,471	3,79***	-0,057	-5,94***	0,486	22,93***	84,19	0,0000
Arca Rr	-0,001	-6,42***	2,901	2,92***	0,000	0,01	0,313	0,80	-0,050	-2,89***	0,593	41,72***	94,69	0,0001
Azimut Reddito Euro	-0,001	-3,26***	1,765	0,88	-0,007	-0,13	0,065	0,11	0,028	1,17	0,413	21,24***	73,68	0,3446
Bnl Obbligazioni Euro M Lt	-0,001	-5,08***	-1,630	-1,38	0,045	0,77	0,987	1,79*	-0,067	-3,89***	0,636	28,99***	91,55	0,0000
Bpvi Obb,Euro	-0,001	-6,31***	0,949	1,08	0,036	1,07	0,178	0,48	-0,017	-1,74	0,480	33,42***	94,37	0,3206
Carige Obb,Euro A	-0,001	-4,71***	1,325	1,60	0,006	0,14	0,248	0,70	-0,045	-2,53**	0,337	27,52***	87,78	0,0000
Fondersel Euro	-0,001	-3,88***	1,606	1,65	-0,020	-0,52	-0,596	-1,43	-0,043	-5,81***	0,505	40,92***	87,07	0,0000
Eurizon Focus Obb,Euro	-0,001	-2,36**	0,794	0,52	-0,087	-1,45	-0,198	-0,31	-0,021	-0,98	0,626	23,33***	91,75	0,0000
Eurom,Reddito	-0,001	-3,25***	0,496	0,31	0,047	0,85	0,420	0,63	-0,030	-1,98*	0,450	15,85***	84,67	0,1000
Imi Rend	-0,001	-2,55**	-1,385	-1,31	-0,034	-0,64	-0,216	-0,35	-0,018	-1,02	0,400	20,48***	87,69	0,2421
Leonardo Obb,	-0,001	-3,44***	3,588	2,66***	-0,250	-5,54***	-2,576	-4,34***	-0,027	-2,71***	0,519	21,39***	89,92	0,0000
Optima Obb,Euro	-0,002	-8,94***	2,665	3,61***	-0,022	-0,53	0,023	0,06	-0,039	-2,51**	0,472	35,05***	93,97	0,0000
Sai Euroobbligazionario	-0,001	-2,38**	-0,976	-0,68	0,063	0,96	0,928	1,65	-0,007	-0,45	0,422	16,61***	75,96	0,3760