

EL PROBLEMA DE IDENTIFICACIÓN DE ÍNDICES DE REFERENCIA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN DE RENTA FIJA: DESARROLLO DE UNA TÉCNICA ALTERNATIVA PARA SU SELECCIÓN

Rodríguez De Prado, F.
Amigo Dobaño, L.
Universidad de Vigo

RESUMEN

La elección de un benchmark o índice de referencia adecuado es uno de los problemas más importantes para evaluar la rentabilidad de activos financieros individuales o carteras de inversión. No resulta posible generalizar un único índice ya que, debido a la fragmentación de los mercados y a las especificidades inherentes a los activos en ellos negociados, cada mercado financiero deberá ser representado por un índice específico. Incluso, en cada mercado será susceptible la existencia de varios índices en función de los niveles de volatilidad y representatividad de cada categoría de títulos negociados. Atendiendo a las dificultades de la selección y utilización de un índice representativo para evaluar la gestión de una cartera de activos financieros, en este trabajo se propone una metodología basada en técnicas de cointegración destinada a solventar esta problemática. Para comprobar su validez, se procede a su aplicación empírica sobre una muestra de fondos de inversión de renta fija en España en el período temporal comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1997. Con estos datos, intentaremos seleccionar el índice más adecuado a la muestra de entre todos los posibles. Para aplicar la metodología propuesta, se divide el proceso en dos pasos. En el primero, se realiza un análisis factorial sobre la muestra de fondos y posteriormente se comprueba que todas las series temporales utilizadas son estacionarias en su primera diferencia y presentan una única raíz unitaria. Posteriormente, en el segundo paso, calculamos el nivel de cointegración entre los factores obtenidos en el análisis precedente y los potenciales índices a utilizar. El índice seleccionado será aquel que presente el mayor nivel de significación en los coeficientes de la cointegración.

PALABRAS CLAVE: Fondos de inversión de renta fija, Índice de referencia, Performance, Cointegración

1. LA UTILIZACIÓN DE ÍNDICES DE REFERENCIA EN LOS FONDOS DE INVERSIÓN DE RENTA FIJA: APLICACIONES PREVIAS

Desde las primeras aproximaciones a la modelización de la rentabilidad de los activos financieros basadas en la utilización de un índice del mercado planteadas por Sharpe (1963) y Treynor (1965), la importancia de los índices de mercado se incrementó notablemente y comenzó a ser usual su utilización en la elaboración de modelos de mercado con la finalidad de evaluar la performance de las carteras. Los posteriores desarrollos de las teorías de equilibrio con el CAPM enunciado por Sharpe (1964) y Treynor (1961), también necesitan de un índice de mercado para su elaboración. Fama (1968) definió la cartera de mercado como un índice compuesto por todos los activos del mercado ponderados por su capitalización. Roll (1977) plantea un problema en su aplicación práctica porque la cartera de mercado no es observable y resulta necesario utilizar un índice de mercado a pesar de que no sea eficiente, por lo que los resultados obtenidos pudiesen ser erróneos. En un trabajo posterior, Roll (1978) concluyó que las medidas de performance son muy sensibles al índice utilizado debido a la inobservabilidad del mismo.

Los modelos multifactoriales de mercado también utilizan índices cuando la estimación está basada en variables macroeconómicas o fundamentales. Chen, Roll y Ross (1986) utilizaron un índice de mercado para el cálculo de las correlaciones previas con variables macroeconómicas, con la finalidad de seleccionar para el modelo final aquellas más relevantes. En posteriores trabajos que utilizaron como punto de partida esta premisa, como el de Berry, Burmeister

y McElroy (1988) se considera también la importancia de la utilización de un índice de mercado, además de otras variables macroeconómicas. En concreto, el índice utilizado es el S&P 500, procediendo a una ortogonalización previa respecto del resto de variables utilizadas.

Los estudios específicos de modelos de equilibrio para carteras de títulos de renta fija también utilizan índices de mercado elaborados para este tipo de activos. Gudikunst y McCarthy (1992) construyen diferentes modelos que incluyen varios índices de mercados de renta fija. Blake, Elton y Gruber (1993), en una primera aproximación utilizaron índices representativos de gestión pasiva con diferentes vencimientos. Posteriormente, Elton, Gruber y Blake (1995) también utilizaron índices de activos de renta fija en combinación con cambios inesperados en variables fundamentales.

En el ámbito concreto de los fondos de inversión de renta fija españoles, Ferrando y Lassala (1998) utilizaron el índice de fondos de renta fija elaborado por AFI en la construcción de un modelo específico para ellos. Como activo sin riesgo, escogieron el índice de repos a un día sobre letras del tesoro elaborado también por AFI. Alvarez (1994) planteó un modelo bifactorial que contenía, por una parte, el índice de letras del tesoro a un año elaborado por AFI para representar vencimientos cortos y, en segundo lugar, el índice de rendimiento de deuda del Estado elaborado por el Banco de España para vencimientos dilatados. Posteriormente, Rodríguez (2000b) ha desarrollado un modelo multifactorial en el que también utiliza, entre otras variables, el citado índice del Banco de España.

2. APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA DE COINTEGRACIÓN PARA LA SELECCIÓN DEL ÍNDICE DE REFERENCIA

En este trabajo, intentaremos seleccionar el índice más apropiado para su utilización como benchmark para los fondos de renta fija españoles. No intentaremos probar la eficiencia de este índice, sino aportar una metodología que permita seleccionar entre las diferentes posibilidades aquella referencia que aporte un mayor nivel de información a los potenciales partícipes de este tipo de fondos.

Como datos, utilizamos los valores liquidativos mensuales de una muestra de 50 fondos de inversión de renta fija. La selección de los mismos se ha realizado atendiendo a criterios de homogeneidad a lo largo del período temporal comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1997 para evitar sesgos de supervivencia. Asimismo, se ha procedido a la comprobación de que todos ellos han invertido la totalidad de su patrimonio en renta fija en este período a partir de los datos de los Informes Trimestrales de Instituciones de Inversión Colectiva de la CNMV.

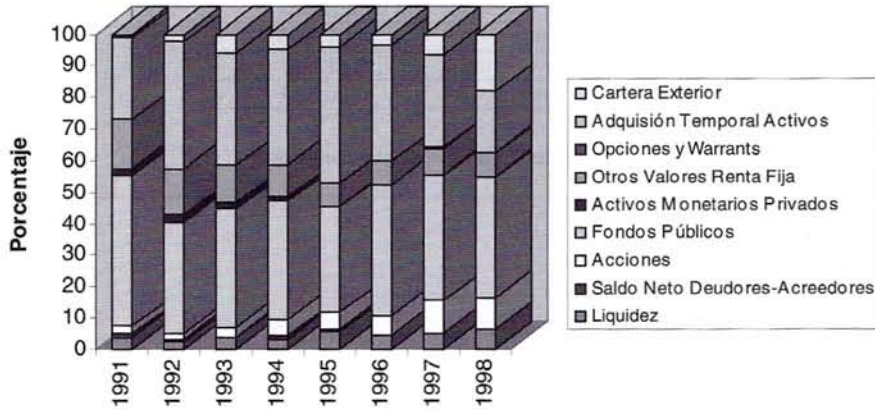
En cuanto a los posibles índices que utilizaremos como referencia para los fondos de inversión de renta fija, analizaremos los siguientes¹:

- El índice elaborado por AFI para la rentabilidad de fondos de inversión mobiliaria (AFIFIM en lo sucesivo). Se calcula para una duración aproximada de 2,5 años como combinación entre el índice del mercado monetario o de fondos FIAMM y el de Deuda a medio y largo plazo, ambos elaborados también por Analistas Financieros Internacionales.
- El índice de Deuda Pública a medio y largo plazo, al que anteriormente nos hemos referido, elaborado por AFI (AFIDEUDA en lo sucesivo), y cuya duración es de aproximadamente 4,5 años.

- El índice de rendimiento de Deuda del Estado elaborado por el Banco de España (IRDE en lo sucesivo).

Estos índices se han escogido atendiendo a la política inversora de estos fondos, por lo que se han incluido entre ellos índices específicos de Deuda Pública, lo que se justifica en el elevado porcentaje de este tipo de activos en detrimento de los títulos de renta fija emitidos por entidades privadas, tal como refleja el gráfico 1.

Gráfico 1. Evolución Histórica de la Distribución del Patrimonio de los FIM



Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España. Varios números.

Otro factor a tener en cuenta para la consideración de estos índices es el período temporal objeto de estudio, puesto que resulta determinante para el reducido número de índices específicos para carteras compuestas de títulos de renta fija. En períodos posteriores, se han elaborado índices más concretos para las diferentes categorías integrantes de los fondos de renta fija, como los elaborados por la Bolsa de Madrid que diferencia los fondos de renta fija de los Fondtesoro FIM². En todo caso, no podemos incluirlos en nuestro estudio al no aportar datos para la totalidad del período temporal estudiado.

El planteamiento de la técnica propuesta se basa en el análisis de la serie temporal de rentabilidades de los fondos integrantes de la muestra y su análisis comparativo con los índices propuestos a través de la metodología de la cointegración. Para ello, se procede a su aplicación en dos pasos diferenciados: un análisis factorial previo de la muestra de fondos de inversión, y el cálculo posterior de los coeficientes de cointegración.

1.1. Análisis factorial

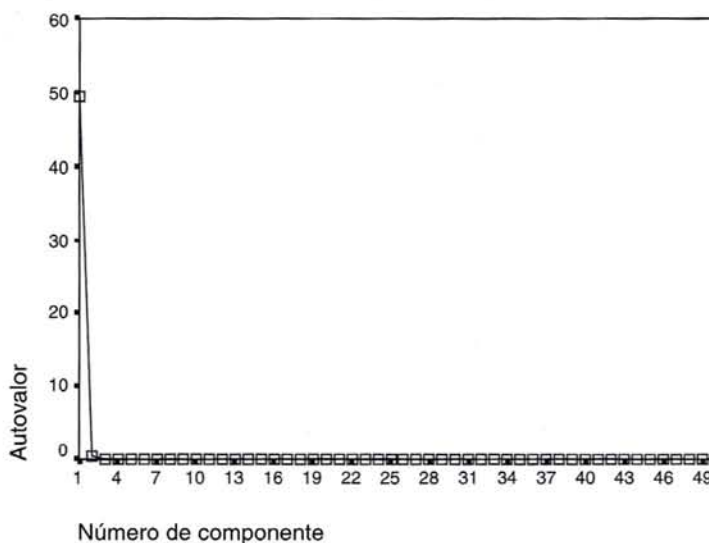
A través del análisis factorial, se procede a la extracción de aquellos factores que explican en mayor medida la varianza de la muestra y están incorrelados entre sí. La principal razón de su aplicación se deriva de la simplificación del problema propuesto al reducir la muestra original de 50 fondos a un número reducido de factores, lo que posibilitará una mayor operatividad al medir el nivel de cointegración con los diferentes índices. Posteriormente se generalizarán los resultados obtenidos para la totalidad de la muestra.

Para comprobar la aplicabilidad del análisis factorial, se procede en primer lugar al cálculo del estadístico de Kaiser Meyer y Olkin. El resultado resulta próximo a la unidad, lo que aporta un resultado positivo para la aplicación de este análisis, que es ratificado por el test de esfericidad de Bartlett, cuyo resultado permite rechazar la hipótesis nula de que la correlación entre las diferentes variables es igual a cero. Todos estos resultados se presentan en la tabla 1.

Tabla 1

Test de Kaiser Meyer Olkin	
Test de adecuación muestral	0,901
Test de esfericidad de Bartlett	
Chi cuadrado	17958,797
Grados de libertad	1225
Significación	0,000

Gráfico 2. Gráfico de sedimentación



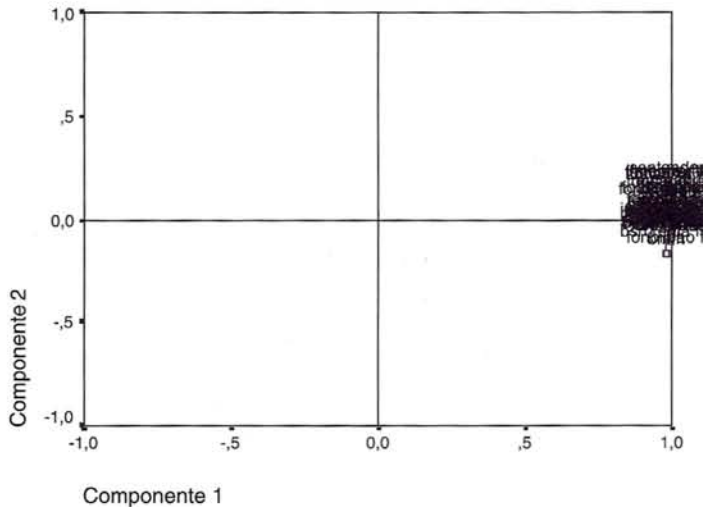
Al realizar el análisis factorial se utiliza el método de componentes principales y se puede extraer un factor que explica el 99,006% de la varianza de la muestra de fondos de inversión de renta fija. El autovalor asociado es de 49,503. Estos valores se pueden visualizar en la tabla 2 y en el gráfico 2 que representa la sedimentación. De todas maneras, se va a extraer un factor adicional para posibilitar la representación bidimensional del gráfico de componentes (gráfico 3). En él se puede observar también que la concentración de los puntos de la muestra delata la plausibilidad de aproximación de su comportamiento a través de un factor.

Tabla 2

Factor	Varianza Explicada		
	Autovalores		
	Total	Porcentaje de Varianza	Porcentaje Acumulado
1	49,503	99,006	99,006
2	0,395	0,789	99,796

La mayor parte de la varianza de la muestra es explicada por el primer factor. Por ello, lo utilizaremos para representar a la globalidad de la muestra de fondos y estudiar el nivel de cointegración de la misma con cada uno de los índices propuestos.

Gráfico 3. Gráfico de componentes



2.2. Equilibrio y Cointegración

El objetivo de esta sección se sitúa en estimar y contrastar la posible existencia de algún tipo de tendencia en el largo plazo entre los índices IRDE, AFIDEUDA y AFIFIM frente al FACTOR deducido previamente mediante el análisis factorial como representativo de los 50 fondos de referencia, que pueda estar afectando al comportamiento a corto plazo. Para realizar dicho análisis emplearemos la cointegración³.

El concepto de *cointegración* fué introducido por Granger (1981) para estudiar las relaciones de equilibrio a largo plazo entre dos variables económicas. De esta manera se establece que, bajo determinadas circunstancias, dos variables económicas pueden diverger en el corto plazo aunque, a largo plazo, las fuerzas económicas conducirán a ambas hacia la convergencia. Este planteamiento establece, de forma analítica, que los componentes de una serie bivalente $X_t = (X_t^1, X_t^2)$, $t=1,2,\dots,T$ poseen una tendencia estocástica común o que están cointegrados cuando dichos componentes son integrados de orden uno (es decir, contienen separadamente una raíz unitaria) y se verifica que existe una combinación lineal de los mismos de orden cero:

$$I_t^1 = \alpha_1 + \alpha_2 I_t^2 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx N(0, \sigma)$$

Téngase en cuenta que estamos particularizando el análisis para el caso de dos variables en niveles que pueden estar cointegradas. El concepto de cointegración puede ser ampliado a un modelo de regresión que contiene k regresores. En este caso, se tendrán k parámetros cointegrados.

En cuanto a los dos métodos de estimación de las relaciones de cointegración más comúnmente utilizados, éstos son el método bietápico de Engle y Granger (1987) y el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1988), siendo este último el que nosotros seguiremos por ser la tendencia más actual en los análisis de econometría aplicada. La principal ventaja que aconseja su utilización radica en que permite estimar todos los vectores de cointegración sin la imposición a priori de la existencia de uno. Además, no se ve afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración. Otra ventaja adicional se deriva de la posibilidad de realización de un contraste de la relación de cointegración al tiempo que se realiza su estimación. Johansen (1988) propone un método de máxima verosimilitud, tanto para estimar, como para contrastar, el número de relaciones de cointegración existente en modelos VAR:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \Pi_i x_{t-i} + \mu + \varepsilon_t$$

Que al expresarlo en forma de un modelo de corrección de errores da lugar a la siguiente expresión:

$$\nabla X_t = \sum_{i=1}^{n-1} \tau_i \nabla X_{t-n} + \mu + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es una variable normal k dimensional con media cero y matriz de covarianzas no singular y μ es un vector de términos constantes. $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, con $i=1, \dots, n$. Si $(\Gamma_n) = r < k$, en ese caso se dice que hay $(k-r)$ raíces unitarias en el sistema y r relaciones de cointegración. Entonces, Γ_n puede expresarse como $\alpha\beta'$, donde α y β son $(k \times r)$ matrices de rango completo. Las r primeras filas de β' son los r vectores de cointegración, mientras que los elementos de α son las ponderaciones de los vectores de cointegración. El número de relaciones de cointegración viene dado por el número de correlaciones canónicas significativas y su significación puede ser contrastada a través de una secuencia de test de ratios de verosimilitud cuya distribución asintótica sigue un proceso browniano.

Así, estudiaremos el comportamiento convergente o divergente de las series de Índices i -ésima y el FACTOR mediante el análisis del parámetro α de la siguiente expresión que combina el análisis de corto y largo plazo:

$$\Delta I_{i,t} = \sum_{\rho=1}^P \Gamma_{\rho} \Delta I_{i,t-\rho} + \sum_{\omega=1}^{\Omega} \Phi_{\omega} \Delta F_{n,t-\omega} + \gamma_i (I_{i,t-1} - \mu_i - \beta_i I - \alpha_i F_{n,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

donde nos interesa exclusivamente los parámetros del propio vector de cointegración (μ, β_t, α) , así como también γ , puesto que indica la velocidad del ajuste.

Previamente al análisis de cointegración, realizamos el estudio del orden de integrabilidad de las series (IRDE, AFIDEUDA, AFIFIM y Factor), valiéndonos para tal fin de los estadísticos de Dickey-Fuller aumentado (ADF)⁴ y de los test propuestos por Phillip y Perron (1988) cuyos resultados se reflejan en las Tablas 3 y 4 respectivamente. Los contrastes de raíz unitaria de dichas series, todas ellas expresadas en logaritmos, excepto para la variable FACTOR, reflejan que, tanto el contraste aumentado de Dickey y Fuller como el de Phillips y Perron, no permiten rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en los niveles⁵. Por el contrario, en el caso de las series en primeras diferencias, la hipótesis se rechaza siempre para los niveles de significación habitual. Por lo tanto, podemos concluir que todas las variables objeto de estudio son I(1) y presentan tendencia estocástica.

La observación de los gráficos de las variables en niveles (gráfico 4), permite corroborar la existencia de una raíz unitaria en las series estudiadas⁶.

Gráfico 4. Evolución temporal de las Series

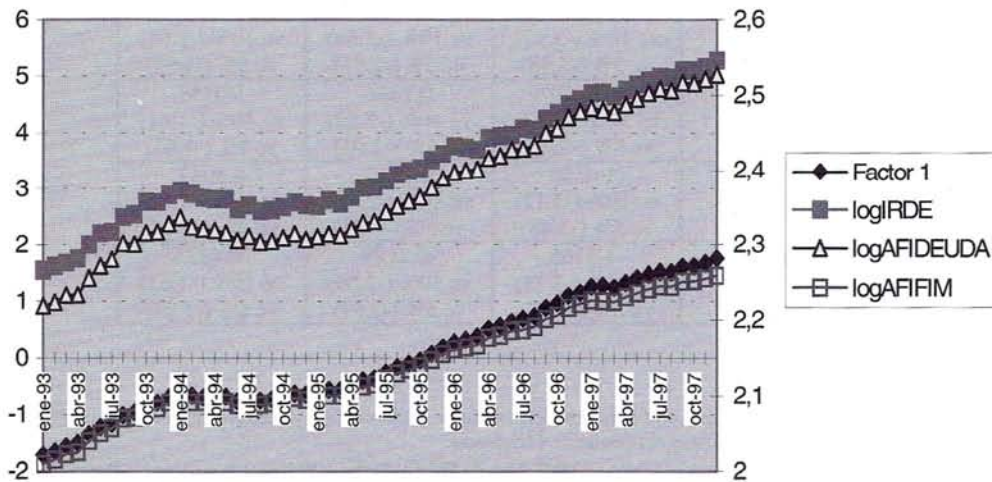


Tabla 3. Contrastes de integrabilidad de orden 1

d=1 $H_0: Y_t \rightarrow I(1) \quad H_1: Y_t \rightarrow I(0)$			
Dickey Fuller Aumentado	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$
IRDE	-0.6930 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.8483 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-4.6144 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIDEUDA	-0.7574 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.8393 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	4.2458 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIFIM	-0.9180 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.5696 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	4.7205 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
FACTOR	-1.2141 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-0.0510 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-0.1567 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)

Philip Perron	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$
IRDE	-0.9466 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.6830 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	5.0924 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIDEUDA	-0.9229 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.7438 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	5.0153 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIFIM	-1.0556 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	0.4912 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	6.5982 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
FACTOR	-1.3166 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-0.1189 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-0.4535 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)

Notas:

(i) $(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$, $(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$, y $(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$ son los estadísticos de Dickey-Fuller y Phillip-Perron, respectivamente con constante y tendencia, con constante, y sin constante y tendencia.

(ii) V.C.: valor crítico obtenido para el t-ratio en las Tablas de Dickey-Fuller y Phillip y Perron para un nivel de significación del 10% y 5% respectivamente. Valores críticos tomados de Mackinnon (1991).

Tabla 4. Contrastes de integrabilidad de orden 2

d=2			
$H_0: Y_t \rightarrow I(2) \quad H_1: Y_t \rightarrow I(1)$			
Dickey Fuller Aumentado	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$
IRDE	-4.2404 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-4.1593 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-2.5835 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIDEUDA	-3.8088 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-3.6942 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-2.3934 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIFIM	-3.6651 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-3.6138 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-1.9532 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
FACTOR	-3.2977 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-3.3196 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-1.8131 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)

Philip Perron	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$	$(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$	$(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$
IRDE	-7.7010 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-7.6312 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-5.4388 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIDEUDA	-6.9360 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-6.8407 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-4.7357 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
AFIFIM	-6.5790 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-6.5577 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-3.5466 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)
FACTOR	-5.8619 vc 10% (-3.17) vc 5% (-3.48)	-5.9074 vc 10% (-2.59) vc 5% (-2.91)	-2.9415 vc 10% (-1.61) vc 5% (-1.94)

Notas:

(i) $(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 \neq 0)$, $(\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0)$, y $(\alpha_0 = 0, \alpha_1 = 0)$ son los estadísticos de Dickey-Fuller y Phillip-Perron, respectivamente con constante y tendencia, con constante, y sin constante y tendencia.

(ii) V.C.: valor crítico obtenido para el t-ratio en las Tablas de Dickey-Fuller y Phillip y Perron para un nivel de significación del 10% y 5% respectivamente. Valores críticos tomados de Mackinnon (1991).

De esta manera, teniendo en cuenta que todas las variables consideradas son no estacionarias, presentamos en la Tabla 5 los resultados del contraste de las relaciones de cointegración entre cada uno de los tres índices aquí planteados y la variable FACTOR mediante el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1988) para detectar la posible existencia de relaciones a largo plazo entre las series.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que, excepto para el caso de la relación bilateral existente entre el índice AFIDEUDA y el FACTOR, en el resto de los casos puede aceptarse la existencia de cointegración al 5%.⁷ Este resultado, parece lógico a la vista de la evolución de las series en el gráfico 4.

Seguidamente, en la Tabla 6 se muestran los resultados de la estimación de la relación de cointegración en los índices en los que se ha aceptado su existencia. En todos los casos, vemos que la tendencia determinista, β_t , resulta estadísticamente significativa. Respecto al parámetro de velocidad de ajuste (γ), como era de esperar toma valores negativos en todos los casos, indicando que el modelo de corrección de error introducido en la formulación VAR actúa como corrector de las desviaciones de corto plazo. En cualquier caso, parece desprenderse de este análisis que el índice AFIFIM es el que presenta una mayor rapidez del ajuste en su retorno al equilibrio.

Tabla 5. Contraste del número de relaciones de cointegración mediante el método máximo-verosímil de Johansen

	Hipótesis	Autovalores	Logaritmo verosimilitud	Nº relaciones cointegración
IRDE-FACTOR	$H_0:r=0, H_1:r \geq 1$	0.2064	12.2577	1
AFIdeuda-FACTOR	$H_0:r=0, H_1:r \geq 1$	0.1464	8.3954	0
AFIfim-FACTOR	$H_0:r=0, H_1:r \geq 1$	0.2281	13.7220	1

Notas:

- (i) Las series de datos utilizadas en este contraste, excepto el FACTOR, están expresadas en términos logarítmicos.
(ii) Los valores críticos para el contraste de Johansen son 12.25 (5%) y 16.26 (1%). Siendo r el número de relaciones de cointegración entre cada uno de los tres índices (IRDE, AFIDEUDA, AFIFIM) y el Factor.

Tabla 6. Estimación del vector de cointegración normalizado

	μ	β_t	α	γ
IRDE-FACTOR	24.8636 (0.7748)	0.0133 (0.0020)	-4.4126 (0.2120)	-0.2229 (0.2238)
AFIfim-FACTOR	34.9725 (0.8312)	0.0081 (0.0025)	-7.1486 (0.2730)	-0.8425 (0.3172)

Notas:

- (i) Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas de los parámetros estimados.

En resumen, los resultados obtenidos del análisis de cointegración son muy interesantes. En efecto, nos llevan a rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre los índices IRDE y AFIFIM con respecto al FACTOR. En particular, para el caso del índice AFIFIM los resultados del análisis nos permite concluir que en el rango temporal objeto de estudio en este trabajo se refleja una tendencia común y, por tanto, un elevado grado de integración con la variable FACTOR.

En vista del índice seleccionado atendiendo a los resultados de la metodología propuesta, podemos extraer conclusiones de la gestión realizada por este tipo de fondos.

La construcción del índice en una duración aproximada de 2,5 años, y su nivel de cointegración con la evolución temporal de los valores liquidativos de los fondos estudiados, vienen a confirmar la escasa duración conferida a este tipo de fondos por sus gestores⁸. Esta política de gestión ha resultado adversa para sus partícipes, especialmente si atendemos a la evolución descendente de tipos de interés acaecida en este período temporal, por lo que les ha privado de un superior nivel de rentabilidad. El principal responsable de esta gestión es la inclusión

en la cartera de inversiones de estos fondos de adquisiciones temporales de activos en una elevada cuantía. El motivo radica en la estrecha relación entre gestoras de fondos de inversión y grupos financieros bancarios⁹. Por otra parte, esta relación también repercute en la rentabilidad final obtenida por el partícipe, a partir de la aplicación de unas elevadas comisiones de gestión que benefician finalmente al grupo financiero promotor¹⁰.

La selección de este índice como el que mejor representa el comportamiento financiero de los fondos de inversión de renta fija en el período analizado a partir del proceso de cointegración no indica que éste sea el más apropiado para su utilización como benchmark por gestores o partícipes. La interpretación más adecuada indica cuál ha sido la gestión conferida a éstos fondos y que se traduce en una reducida duración de sus carteras en un entorno macroeconómico de disminución de tipos de interés donde lo más recomendable sería precisamente lo contrario. Esto resulta indicativo de una gestión orientada hacia la consecución de objetivos de los grandes grupos financieros donde se integran las gestoras de fondos de inversión, y no hacia el incremento de la rentabilidad de los partícipes a través de una gestión activa en función de las circunstancias del mercado.

El índice de referencia o benchmark más adecuado para evaluar la actuación de los gestores no debe ser único para la totalidad de los fondos de inversión de renta fija, sino que debería existir un índice específico atendiendo a las peculiaridades inversoras de cada tipo de fondo. En el período analizado en este trabajo, esta circunstancia no se produce, puesto que los únicos índices disponibles son los utilizados en este trabajo.

En 1999 la Comisión Nacional del Mercado de Valores desagrega en mayor medida la clasificación de los fondos de inversión mobiliaria contemplando para los de renta fija las categorías de inversión a largo y corto plazo¹¹. Este hecho se ve refrendado por la elaboración de índices de fondos de inversión cada vez más desagregados por la Bolsa de Madrid donde se incide en la separación entre fondos de renta fija y Fondtesoro, tal como se detalla en Brito (1999).

Estos progresos deben redundar en la especificación e identificación del índice más adecuado para cada tipología de fondo en función de su vocación inversora permitiendo así la correcta evaluación de su gestión, permitiendo así la comprobación de los resultados obtenidos en el presente trabajo con la aplicación de la metodología desarrollada en el mismo.

3. CONCLUSIONES

La diversidad de índices representativos de mercados financieros, así como de productos específicos, dificulta el proceso de evaluación de carteras, puesto que la elección del más adecuado resulta compleja. Por ello, y debido a la importancia que adquieren los índices para la evaluación de la gestión de una cartera de activos financieros y la medición de su performance, en este trabajo se ha desarrollado una técnica que, utilizando los fundamentos estadísticos de la cointegración, permite la selección del índice más adecuado con un elevado nivel de precisión y rigurosidad.

En el caso concreto de este trabajo, se ha procedido a aplicar la técnica desarrollada a un producto financiero específico como son los fondos de inversión de renta fija, considerando el período comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1997, y recopilando los valores liquidativos con periodicidad mensual para una muestra seleccionada de fondos.

En cuanto a la aplicación de la técnica propuesta, se va a proceder en dos etapas. En la primera se reducen las series de valores liquidativos de los fondos integrantes de la muestra a un factor representativo de la varianza de la muestra a través del análisis factorial, lo que permite aportar mayor operatividad y simplicidad a los cálculos. Ello es perfectamente factible a tenor de los resultados de los estadísticos previos.

En segundo lugar, se procede a calcular el nivel de cointegración a partir del procedimiento máximo verosímil de Johansen de este factor con varios índices susceptibles de ser utilizados para tal fin. En concreto, se analizarán: el índice de fondos de inversión mobiliaria elaborado por Analistas Financieros Internacionales, el índice de Deuda Pública a medio y largo plazo elaborado también por esta entidad, y el índice de rendimiento de Deuda del Estado elaborado por el Banco de España. La consideración de los dos últimos se basa en el elevado porcentaje que representa la Deuda Pública en la cartera de inversión de estos fondos.

A partir del análisis realizado, se concluye que el índice que, en mejor medida, se ajusta a la evolución de los valores liquidativos de los fondos analizados a partir de los resultados de la cointegración es el de fondos de inversión mobiliaria elaborado por Analistas Financieros Internacionales.

Este resultado no indica que este índice sea el más adecuado en cuanto a su utilización por parte de partícipes y gestores para evaluar el comportamiento financiero de los fondos de inversión de renta fija, sino que debe relacionarse con el resultado real obtenido por los gestores en cuanto a su relación con las posibles referencias de índices disponibles. Por ello, la conclusión principal del resultado obtenido en este trabajo debe incidir en la relación del comportamiento financiero de los fondos de renta fija con un índice de reducida duración cuando la estrategia más adecuada para los partícipes debería ser precisamente la contraria. Este resultado también indica la necesidad de una mayor oferta de índices específicos que se adecúen a las peculiaridades inversoras de cada fondo y que midan con precisión la gestión realizada sobre sus carteras.

La principal aportación de este trabajo, desde el punto de vista metodológico, se deriva de la utilización de la cointegración como técnica que permite identificar el índice de referencia o benchmark de un producto financiero o mercado, de entre varias posibilidades. La simplicidad de aplicación de esta técnica, unida a su rigor estadístico, la convierten en una herramienta de indudable interés para la evaluación del comportamiento financiero y la gestión de fondos de inversión, en cuanto que permite seleccionar el índice que se relaciona en mayor medida con la gestión realizada. Esta técnica, además, puede utilizarse para otros mercados y activos diferentes a los analizados en este artículo, por lo que puede ser objeto de ampliación en investigaciones futuras.

NOTAS

- (1) Respecto a los criterios de construcción de los índices elaborados por Analistas Financieros Internacionales, véase Ezquiaga y Knop (1994). En cuanto al índice elaborado por el Banco de España, véase Banco de España (1991).
- (2) Para más detalles sobre la elaboración de estos índices, véase Brito (1999). La diferencia de gestión de las carteras de los fondos de inversión de renta fija y de los Fondos de Inversión de Renta Fija del Tesoro es respaldada por el estudio realizado por Rodríguez de Prado (2000a).
- (3) Alternativamente, sería posible efectuar un análisis similar pero en un contexto multivariante, analizando no solo las posibles relaciones de cada uno de estos tres índices frente al Factor sino frente a cada uno de los índices restantes, incluido el Factor, lo que excede del propósito del presente trabajo.
- (4) Véase Dickey y Fuller (1981). Este contraste se basa en el DF propuesto por esos mismos autores, Dickey y Fuller (1979).

- (5) Solamente el modelo restringido sin constante y sin tendencia para los índices IRDE, AFIDEUDA y AFIFIM permiten rechazar con claridad la hipótesis de una raíz unitaria $I(1)$ frente a la alternativa $I(0)$ para los niveles de significación habituales.
- (6) Por otra parte, aunque no se adjuntan a este trabajo, los correlogramas de dichas series en niveles y en primeras diferencias confirman los resultados obtenidos anteriormente.
- (7) Téngase en cuenta en cualquier caso que, al igual que con el Test de Engle y Granger, este analiza las relaciones de cointegración desde la perspectiva lineal, lo cual impide considerar relaciones de largo plazo generales. Para más detalles sobre estas cuestiones véase, Olmeda, I. (1997).
- (8) En Rodríguez (2000a) se llega a resultados que permiten concluir una duración reducida en las carteras de los fondos de inversión de renta fija, y que no resulta acorde con la evolución del mercado y de los tipos de interés en aras de maximizar la rentabilidad de los partícipes.
- (9) Esta política de comercialización de fondos por parte de las entidades de depósito ya fue identificada por Contreras (1991), y posteriormente ha marcado una de las peculiaridades propias del desarrollo de los fondos de inversión en España.
- (10) Corral (1997).
- (11) Comisión Nacional del Mercado de Valores. Carta dirigida a los Presidentes de las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva. 28 de Junio de 1999.

BIBLIOGRAFÍA

- ALVAREZ, J. (1994) *Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España*. CEMFI. Documento de trabajo. N°9422. Septiembre. pp. 11-ss.
- BANCO DE ESPAÑA. (1991) "Índice de rendimiento de una cartera de Deuda del Estado". *Boletín Económico del Banco de España*. mayo. pp. 29-44.
- BANCO DE ESPAÑA. "Boletín Estadístico". Varios números.
- BERRY, A., BURMEISTER, E. y MCELROY, M.B. (1988) "Sorting out risks using known APT factors". *Financial Analysts Journal*. Vol. 44. N°2. marzo-Abril. pp. 29-42.
- BLAKE, C.R.; ELTON, E.J. y GRUBER, M.J. (1993) "The performance of bond mutual funds". *The Journal of Business*. Vol.66. N°3. Julio. pp. 371-403.
- BRITO, E. (1999). "Familia BM-Fondos. Índices de 10". *Bolsa de Madrid*. N°80. Agosto-Septiembre. pp. 8 y ss.
- CHEN, N.F.; ROLL, R. y ROSS, S.A. (1986) "Economic forces and the stock market". *The Journal of Business*. Vol. 59. N°3. Julio. pp. 383-403.
- COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES. Carta dirigida a los Presidentes de las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva. 28 de Junio de 1999.
- CONTRERAS, C. (1991). "Las entidades de crédito ante la popularización de la inversión colectiva". *Papeles de Economía Española. Suplementos sobre el Sistema Financiero*. N°35. pp. 42 y ss.
- CORRAL, J.L. (1997) "El desarrollo de los fondos de inversión y sus efectos sobre los flujos financieros de la economía española". *Análisis Financiero*. N°71. P. 83.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometría*, vol. 55. marzo, pp. 251-276.
- ELTON, E.J.; GRUBER, M.J. y BLAKE, C.R. (1995) "Fundamental economic variables, expected returns, and bond fund performance". *The Journal of Finance*. Vol. 50. N°4. Septiembre. pp. 1229-1256.
- EZQUIAGA, I. y KNOP, R. (1994) "Los índices de renta fija y su utilización en la gestión de carteras: los índices AFI". *Análisis Financiero*. N°62. pp. 22-37.
- FAMA, E.F. (1968) "Risk, return and equilibrium: some clarifying comments". *The Journal of Finance*. Vol.23. N°1. Marzo. pp. 29-40.
- FERRANDO, M. y LASSALA, C. (1998) "Evaluación de la gestión de los FIAMM y de los FIM de renta fija en España en el período 1993-1995". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol. 27. N°94.enero-marzo. pp. 320-ss.
- GONZALO, J. y GRANGER, C. (1995). "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 27-35.
- GONZALO, J. (1994), "Comparison of five alternative methods of estimating long-run equilibrium relations". *Journal of Econometrics*, 60, pp. 203-234.
- GRANGER, C.W. y NEWBOLD, P. (1974), "Spurious regressions in econometrics", *Journal of econometrics*, 2, pp. 111-120.
- GUDIKUNST, A. y MCCARTHY, J. (1992) "Determinants of bond mutual fund performance". *The Journal of Fixed Income*. June. pp. 95-101.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- MARKOWITZ, H.M. (1952) "Portfolio Selection". *The Journal of Finance*. Vol.7. N°1. Marzo. pp. 77-91.
- OLMEDA, I. (1997), "Testing for linear and nonlinear cointegration in the S&P500", Laboratorio de Finanzas Computacionales, DT-97-02, Universidad de Alcalá.
- PHILLIPS, P.C.B. (1986), "Understanding spurious regressions in econometrics", *Journal of econometrics*. 33, pp. 311-340.
- PHILLIP P. y PERRON P. (1988), "Testing for a unit root in Time Series Regression", *Biométrica*, vol. 75, n° 2, pp. 335-346.
- PHILLIPS, P.C.B. y HANSEN, B.E. (1990), "Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes", *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- RODRÍGUEZ, F. (2000a). "La heterogeneidad en la gestión de los fondos de inversión mobiliaria de renta fija y sus implicaciones en la innovación de la inversión colectiva". *Actualidad Financiera*. N°2. Febrero. pp 20-23.
- RODRÍGUEZ, F. (2000b) "Los Fondos de Inversión y su diferenciación en el marco de los FIM de renta fija atendiendo a su comportamiento financiero en el período 1993-1997". Tesis Doctoral. Vigo.
- ROLL, R. (1977) "A critique of the asset pricing theory tests". *Journal of Financial Economics*. Marzo. pp. 129-176.
- ROLL, R. (1978) "Ambiguity when performance is measured by the securities market line". *Journal of Finance*. Vol.33. pp. 1051-1069.
- SHARPE, W.F. (1963) "A simplified model for portfolio analysis". *Management Science*. Vol. IX. N°2. pp. 277-293.

- SHARPE, W.F. (1964) "A theory of market equilibrium under conditions of risk". *The Journal of Finance*. Vol.19. N°3. Septiembre. pp.425-442.
- TREYNOR, J. L. *Toward a theory of market value of risky assets*. 1961. No publicado.
- TREYNOR, J.L. (1965) "How to rate management of investment funds". *Harvard Business Review*. Vol.43. N°1. enero-febrero. pp. 63-75.

La Revista *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa* recibió este artículo el 23 de abril de 2001 y fue aceptado para su publicación el 18 de diciembre de 2001.

