

**JUAN CARLOS MATALLÍN SÁEZ**

*Profesor de Economía Financiera. Departamento de Finanzas  
y Contabilidad. Universidad Jaime I. Castellón*

**ACCÉSIT PREMIO ESTUDIOS FINANCIEROS 2000****Extracto:**

**E**L objetivo del presente trabajo es analizar la dimensión del efecto de la sincronización pasiva en la gestión de carteras. Este efecto se produce cuando una cartera no gestionada activamente presenta inestabilidad en el nivel de riesgo sistemático. En contraposición a ésta, la sincronización activa o *market-timing* implica una gestión activa de la cartera y, por lo tanto, cambios en el nivel de riesgo sistemático al objeto de anticipar adecuadamente los movimientos del mercado. En el trabajo se propone un modelo de beta dinámica que recoge el efecto de la sincronización pasiva atribuible a la evolución acumulada de las ponderaciones de los activos que forman la cartera. Los resultados muestran la importancia de este efecto en la aplicación de las medidas de *performance* y sincronización activa, que evalúan los resultados de carteras institucionalmente gestionadas como es el caso de los fondos de inversión.

---

## *Sumario:*

---

- I. Introducción.
  - II. Metodología.
    - 1. Beta dinámica y evaluación de la capacidad de sincronización activa.
    - 2. Un modelo de beta dinámica para la sincronización pasiva.
      - 2.1. Modelo de beta dinámica.
      - 2.2. Efecto en el rendimiento de la cartera.
  - III. Datos.
  - IV. Resultados.
    - 1. Análisis de la beta dinámica.
    - 2. El efecto de la sincronización pasiva en el rendimiento.
  - V. Conclusiones.
- Bibliografía.

## I. INTRODUCCIÓN

La gestión de carteras es uno de los temas con mayor desarrollo en la literatura financiera. Dentro de ésta, el modelo de valoración de activos de capital o CAPM, desarrollado entre otros por SHARPE (1964), LINTNER (1965) y MOSSIN (1966), ha sido el marco teórico sobre el que se ha realizado un amplio número de trabajos relacionados con la valoración de activos financieros. Uno de los elementos fundamentales de este modelo es el riesgo sistemático, a partir de la relación lineal entre el rendimiento esperado de un activo con riesgo y la cartera de mercado.

En un momento dado, la beta o posición de riesgo sistemático de una cartera puede ser calculada como la suma de las betas de los activos financieros que la integran, ponderadas por el porcentaje que cada activo representa en la cartera. De forma dinámica, el riesgo sistemático de una cartera puede variar a lo largo del tiempo en la medida en que cambien los activos que la integran o las ponderaciones de éstos. En una cartera gestionada activamente estos cambios pueden ser imputables a las estrategias de inversión efectuadas por los gestores.

Una gestión activa de la cartera intenta obtener unos resultados adicionales, con respecto a los obtenidos por una gestión pasiva, que como mínimo compensen los costes de esa gestión activa. La literatura sobre evaluación de carteras ha reconocido básicamente dos vías para implementar una gestión activa, concretamente la selección de activos y la sincronización con el mercado. La primera de ellas intenta seleccionar aquellos valores infravalorados por el mercado incorporándolos en la cartera a la espera de un retorno a su valor esperado y extrayendo de la cartera aquellos valores sobrevalorados por el mercado, anticipando de este modo una futura bajada en el precio <sup>1</sup>.

Un segundo elemento de la gestión activa es lo que en la literatura financiera se reconoce mediante el término sincronización con el mercado o *market-timing*, y que en sentido estricto vamos a denominar sincronización activa. Ésta consiste básicamente en la capacidad de los gestores por anticipar los movimientos del mercado y, en consecuencia, modificar la posición de riesgo de la car-

---

<sup>1</sup> A diferencia de la sincronización, la selección de activos no ha tenido un desarrollo tan amplio en la literatura financiera. El principal problema de la aplicación empírica de medidas que evalúan la capacidad de selección de activos en carteras gestionadas es la disponibilidad de información detallada y periódica de la composición de la cartera. De esta forma, la capacidad de selección de activos ha sido estimada en un amplio número de medidas de *performance* o evaluación de resultados, como el remanente de la diferencia entre el exceso de rendimiento de la cartera, ajustado a un determinado factor o factores de riesgo, y la medida de la capacidad de sincronización con el mercado.

tera. Básicamente, los gestores pueden usar dos técnicas con el objetivo de mejorar los resultados del fondo mediante la sincronización. La primera es reestructurar la composición de la cartera mediante el cambio de los porcentajes invertidos en valores de renta fija y renta variable. Así ante una expectativa de subida en Bolsa el gestor aumentaría el porcentaje de inversión en renta variable, en decremento de otros tipos de valores como letras, bonos y obligaciones. Ante una expectativa de bajada, la maniobra del gestor sería la opuesta a la anterior. La segunda técnica consiste en comprar o vender determinados valores de renta variable en función de su beta, anticipando así los movimientos del mercado. En todo caso, estas dos técnicas tienen como objetivo modificar la beta agregada del fondo de inversión, al objeto de aumentarla anticipadamente ante subidas del mercado de renta variable y disminuirla en caso contrario.

Para una cartera activamente gestionada, como es el caso de los fondos de inversión, el nivel de riesgo sistemático puede ser considerado inicialmente el resultado de dos componentes. El primero sería el correspondiente a la posición de riesgo definida por la vocación inversora del fondo. El segundo, como ya se ha explicado, sería una variable de decisión de los gestores, en la medida que éstos mediante la gestión activa de la cartera pueden variar la beta del fondo al objeto de sincronizar con el mercado. Sin embargo, a estos componentes se podría añadir un tercero, exógeno a la gestión activa del fondo y derivado de la no estabilidad paramétrica del riesgo sistemático de los activos financieros que integran la cartera. Por consiguiente, el nivel de riesgo sistemático de una cartera de gestión activa puede ser inestable por dos motivos: sincronización activa y no estabilidad paramétrica de la beta de los activos. De forma análoga y con relación exclusiva a este último motivo es también factible que una cartera de gestión pasiva presente una beta no estable.

Dentro del entorno del CAPM, la evidencia empírica parece confirmar determinada inestabilidad en el riesgo sistemático de los activos. Así, trabajos como los de FABOZZI y FRANCIS (1978), KON y JEN (1978), SUNDER (1980), ALEXANDER y BENSON (1982), BOS y NEWBOLD (1984) y HAYS y UPTON (1986) muestran como la beta de las acciones puede no ser estable a lo largo del tiempo. Más recientemente, FAFF y BROOKS (1997) muestran evidencia que sugiere cómo la beta es incrementalmente inestable en períodos de tiempo amplios. Otros enfoques metodológicos más recientes contemplan la beta como un parámetro variable en el tiempo. Así ocurre en los modelos con riesgo condicionado de ENGLE (1982), NELSON (1991), BOLLERSLEV, CHOU y KROENER (1992) y HENTSCHEL (1995), entre otros. Y también en extensiones condicionales del CAPM como en los trabajos de CHAN y CHEN (1988), FERSON y HARVEY (1991) y JAGANNATHAN y WANG (1996).

En consecuencia, si los activos pueden presentar beta variable o dinámica, es posible cuestionar la estabilidad en el riesgo sistemático de una cartera formada por esos activos, aunque ésta no esté gestionada activamente. Existe también una amplia literatura, que en general confirma esta cuestión <sup>2</sup>. Así inicialmente, los trabajos de BLUME (1975) y LEVY (1971) concluyen que las betas

---

<sup>2</sup> Al estudiar carteras no gestionadas, la amplia mayoría de los trabajos de la literatura financiera han empleado carteras que, por ejemplo, representan diferentes sectores bursátiles o bien han estado elaboradas por el investigador. Así, éstas pueden estar construidas mediante diferentes criterios, en función de las características de los activos que las integran, como el tamaño o sector industrial de pertenencia de los valores cotizados; en otras ocasiones, estas carteras se han formado aleatoriamente.

de las carteras son más estables a lo largo del tiempo que las betas de los activos individuales. KON y LAU (1979) y ALEXANDER y CHERVANY (1980) encuentran evidencia que relaciona la estabilidad de las betas de las carteras con el tamaño de éstas. RUSSELL *et al.* (1994) muestran como, a diferencia de estos trabajos anteriores, las betas de las carteras no son ni más ni menos estables que las betas de los activos individuales que las integran. Básicamente han sido tres las metodologías utilizadas para contrastar la inestabilidad de la beta en carteras no gestionadas. En primer lugar, suponer un comportamiento aleatorio del riesgo sistemático como en los trabajos de BLACK *et al.* (1992) y WELLS (1994). En segundo lugar, realizar estimaciones particionadas que implícitamente reconocen un cambio estructural, como hacen KON y LAU (1979) y RUSSELL *et al.* (1994). También se han construido modelos de beta dinámica que incluyen tanto cambios estructurales como un comportamiento aleatorio en el riesgo sistemático, como realizan FAFF y BROOKS (1998). En tercer lugar, se han establecido modelos de beta dinámica que relacionan la variación del riesgo sistemático con determinadas variables económicas, por ejemplo, el modelo de TREYNOR y MAZUY (1966) emplea el rendimiento del mercado como variable explicativa de la beta. En este sentido, BHARDWAJ y BROOKS (1993) han encontrado evidencia empírica sobre cómo la fase del mercado puede incidir en el riesgo sistemático.

Dada la amplia evidencia empírica acerca de la inestabilidad del riesgo sistemático de una cartera, independientemente de la existencia de estrategias de sincronización activa, cabe analizar las posibles respuestas de los gestores de una cartera ante esta cuestión. En este sentido, CHEN y STOCKUM (1986) introducen de forma colateral el término de *market-timing* pasivo para definir aquella situación en la que los gestores no equilibran los desajustes en la beta de la cartera y, por tanto, ésta se mostraría en el tiempo de forma aleatoria. El calificativo de pasivo viene determinado por el hecho de que los gestores no intentan corregir los desajustes de la beta con respecto a un posible objetivo de riesgo sistemático a seguir. Sin embargo, en el presente trabajo se ha generalizado el concepto de sincronización pasiva, para incluir en su significado toda aquella actitud pasiva del gestor de la cartera: tanto ante desajustes de la beta producidos de forma aleatoria en el sentido de CHEN y STOCKUM; como ante aquellos otros motivados por la tendencia de los mercados financieros y la evolución acumulada de las ponderaciones de los activos que forman la cartera, en los que el presente trabajo va a centrar su estudio.

La importancia del efecto de la sincronización pasiva es doble. En primer lugar hace referencia a la interpretación de la gestión pasiva de una cartera. De forma opuesta al concepto de gestión activa y en una primera aproximación, la gestión pasiva se podría definir como aquella gestión de carteras carente del efecto de la selección de activos y sincronización activa, mediante los cuales una gestión activa sí intentaría aportar un valor añadido en los resultados de la cartera. Sin embargo, ante desajustes de la beta habría que distinguir dos posibles respuestas, la primera consistiría en un reajuste de la cartera al objeto de mantener un determinado objetivo de nivel de riesgo sistemático. Una segunda respuesta consistiría en dejar que el riesgo sistemático evolucionará en el tiempo, dando ocasión a la existencia de una sincronización pasiva. Esta segunda opción identifica la gestión pasiva con una estrategia de comprar y mantener, mientras que en la primera la gestión pasiva intentará minimizar la distancia o *tracking-error* entre la cartera gestionada y aquella otra que es utilizada como referencia.

En segundo lugar, la importancia del efecto de la sincronización pasiva está relacionada con aquellas medidas de evaluación de resultados o *performance* que ajustan los rendimientos de la cartera evaluada al riesgo sistemático soportado por ésta, bien sea de un modo incondicional, bien sea desde un punto de vista dinámico. Así, en el entorno del CAPM, el *alfa* de JENSEN (1968) estaría apropiadamente aplicada en la evaluación de una cartera bien diversificada y con un grado tal de gestión pasiva que permite el reajuste de la cartera con respecto a una determinada cartera de referencia, con lo que la beta objetivo consigue permanecer constante a lo largo del tiempo. Sin embargo, en presencia de sincronización pasiva los problemas de ajustar los rendimientos a un riesgo constante serían similares a los existentes en concurrencia de sincronización activa, en la medida en que existe inestabilidad del coeficiente beta <sup>3</sup>. Con relación a las medidas de sincronización activa basadas en regresiones cuadráticas al estilo de TREYNOR y MAZUY (1966) o aquellas derivadas del enfoque paramétrico de HENRIKSSON y MERTON (1981), el efecto de la sincronización pasiva es todavía de mayor relevancia, dado que la evolución de una beta dinámica puede proporcionar una evaluación sesgada de la capacidad de sincronización activa, incluso en el caso de carteras sin gestión activa.

En general, en la aplicación de cualquier medida de *performance* sería apropiado valorar el efecto de la sincronización pasiva. La mejor forma de incorporar este efecto es a través de las carteras de referencia, utilizadas para comparar los resultados de la cartera evaluada con los obtenidos por una gestión pasiva. Una característica común en la mayoría de las medidas o metodologías de evaluación de resultados es el empleo de estas carteras de referencia, entendidas en sentido amplio, es decir, aquella combinación de activos o clases de activos representadas por índices que mejor se ajustan a la cartera evaluada. Así, entre otros trabajos: JENSEN (1968) compara el rendimiento de la cartera evaluada con otra con el mismo riesgo sistemático; SHARPE (1966) compara con respecto a una con el mismo riesgo total; GRINBLATT y TITMAN (1989b) con referencia a una cartera que en un momento dado invierte en los mismos activos y ponderaciones que la evaluada; SHARPE (1992) elabora una cartera de referencia que replica el estilo de la evaluada; KRYZANOWSKI, LALANCETTE y CHAU TO (1997) y CARHART (1997) equiparan con relación a carteras que replican la sensibilidad con respecto a determinados factores de riesgo y FERSON y SCHADT (1996) comparan con respecto a una cartera condicionada a instrumentos que representan un conjunto de información económica. Especialmente en el caso de medidas que utilizan en su aplicación empírica información sobre rendimientos <sup>4</sup>, las

<sup>3</sup> Existe una amplia literatura en referencia a la efectividad del ajuste de los rendimientos a un riesgo sistemático constante en presencia de sincronización activa. Los trabajos de JENSEN (1972), ADMATI y ROSS (1985), y DYBVIK y ROSS (1985) muestran cómo la medida del *alfa* de JENSEN puede asignar un valor negativo de *performance* a carteras que han seguido una estrategia de sincronización activa con el mercado. GRINBLATT y TITMAN (1989a) estudian detenidamente el efecto de la presencia de sincronización activa en la aplicación de las medidas de *performance*. En el caso de la sincronización pasiva el efecto sobre la medida de JENSEN no presenta las mismas características que el caso de la sincronización activa, sin embargo, también implica una inestabilidad de la beta y, por lo tanto, posibles estimaciones sesgadas en la medida de *performance*.

<sup>4</sup> En la aplicación de las medidas de evaluación de resultados la información detallada y periódica sobre la composición de la cartera no es habitualmente accesible para evaluadores externos a la gestora de la cartera o al organismo supervisor de la industria, como ocurre en el caso de los fondos de inversión. En el supuesto de tener disponible este tipo de información, es posible establecer una comparación con una cartera de gestión pasiva que siga una estrategia de comprar y mantener, que replique la cartera evaluada invirtiendo en los mismos activos y ponderaciones. De esta forma, la cartera de referencia tiene mayor capacidad para incorporar el efecto de la sincronización pasiva, puesto que incorpora directamente tanto el carácter dinámico de la beta de los títulos que forman la cartera como la evolución de sus ponderaciones en el total invertido.

carteras de referencia deberían incorporar el efecto de la sincronización pasiva, al objeto de diferenciar el rendimiento y riesgo de la cartera evaluada con respecto al obtenido por una gestión pasiva que sigue una estrategia de comprar y mantener. Efectivamente, la remuneración de la gestión activa únicamente tendría un sentido racional en el caso de alcanzar unos resultados que compensen como mínimo los obtenidos por este tipo de estrategia más los costes de la propia gestión <sup>5</sup>.

Dentro de la sincronización pasiva pueden distinguirse dos componentes de variación en el riesgo sistemático. El primero está relacionado con la variación de la beta de los activos individuales. Así, como ya se ha comentado, existe una amplia literatura que ha estudiado la variabilidad del riesgo sistemático en los mercados financieros, tanto en los activos individuales, como en las carteras formadas por agregación de éstos. Sin embargo, este trabajo va a centrar su atención en un segundo componente de la sincronización pasiva, que tiene un efecto específico en las carteras y no en los activos individuales. Este segundo componente produce también una variación en el riesgo sistemático y es consecuencia de la evolución de las ponderaciones de los activos que integran una cartera. Si en un momento dado, la beta de la cartera es la suma ponderada de las de los activos, en un momento posterior y en el caso de ausencia de nuevas compras y ventas, la beta de la cartera puede cambiar debido a que las ponderaciones de los activos pueden haberse modificado, al variar el precio de éstos en el mercado y por tanto aumentar o disminuir el peso en la cartera. El efecto de estos dos componentes se agrega y provoca variación en el riesgo sistemático, aun en el caso de ausencia de gestión activa <sup>6</sup>.

El interés de este segundo componente reside en dos características, en primer lugar a la dimensión del efecto acumulado de la evolución de las ponderaciones de los activos que integran la cartera, puesto que tal como evidenciamos en el trabajo, pueden producirse importantes variaciones en la composición de la cartera y en consecuencia también en el riesgo. En segundo lugar, es importante la incidencia de este efecto en la aplicación de medidas que evalúan la capacidad de sincronización activa de una cartera, a partir de información sobre rendimientos realizados. Como se analiza en el trabajo, este efecto puede provocar que una cartera de gestión pasiva con estrategia de comprar y mantener, muestre artificialmente capacidad de sincronización activa, dado que lo único que ha existido es un componente de sincronización pasiva y en ningún caso una gestión activa.

<sup>5</sup> Aunque la evidencia empírica, en la mayoría de trabajos que han evaluado la gestión de los fondos de inversión en diferentes mercados financieros, no proporciona una evaluación agregada de signo positivo, es manifiesto el desarrollo de este tipo de inversión colectiva. En el caso español, es evidente la existencia de otros factores que han motivado este desarrollo, como son entre otros, la legislación fiscal, la relación sustitutiva con otros productos financieros y la oferta realizada desde el sector financiero.

<sup>6</sup> Con relación al primer componente y en el supuesto de una sincronización pasiva de carácter aleatorio, sería relativo el efecto tanto en la gestión de la cartera como en la aplicación de las medidas de *performance*. Si las desviaciones en el riesgo sistemático, con respecto a un determinado objetivo, presentan idéntica e independiente distribución, con media igual a cero, varianza reducida y covarianza nula con respecto al rendimiento, el efecto sobre los resultados de la cartera no deberían ser de importancia. En este caso, los gestores pueden dejar de reajustar la cartera al objeto de mantener estable el nivel de riesgo sistemático. También, la aplicación de las medidas incondicionales de evaluación de resultados no producirían sesgos, siempre bajo los supuestos de ausencia de sincronización activa y de independencia entre la *performance* obtenida y la variación del riesgo sistemático.

En este sentido, es apropiado considerar en detalle cómo los movimientos del mercado pueden producir cambios en el nivel de riesgo sistemático a lo largo de la vida de carteras institucionalmente gestionadas como es el caso de los Fondos de Inversión Mobiliaria (FIM). Dada una cartera con una beta inicial menor que la unidad, caso habitual entre los FIM españoles, una prolongada tendencia general alcista provocaría que los valores de renta variable incrementen su peso específico en la cartera y, por tanto, que la beta de la cartera, al ser una media ponderada, se incremente, si por parte de los gestores no existen reajustes que la equilibren. Por tanto, es posible establecer una relación positiva entre la beta de la cartera y el rendimiento del mercado, tal como se ha supuesto teóricamente en algunos modelos de beta dinámica. Sin embargo, esta relación positiva no es la respuesta a decisiones de sincronización activa de los gestores, sino una característica inherente a la propia definición de la beta como agregación de las betas de los valores que forman la cartera, por lo que debe ser considerada al medir la capacidad de sincronización activa y selección.

Como en determinadas medidas de *performance* y sincronización activa, este trabajo propone un modelo de beta dinámica que específicamente recoge el efecto de la sincronización pasiva atribuible a la evolución acumulada de las ponderaciones de los activos que forman la cartera. Dado el desarrollo de los FIM y la tendencia del mercado bursátil en los últimos años, se ha realizado una simulación al objeto de valorar la dimensión del efecto de la sincronización pasiva en la industria de gestión de carteras para el caso español.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente forma. En primer lugar se explica la metodología propuesta. Se revisan dos de las principales medidas de sincronización activa establecidas por la literatura financiera para el caso en el que la evaluación de la cartera solamente disponga de información de rendimientos. Éstas serán utilizadas para evaluar la generación artificial de sincronización activa en presencia de sincronización pasiva. A continuación se propone un modelo de beta dinámica y otro para los rendimientos de una cartera sujeta al efecto de la sincronización pasiva. Posteriormente se detallan los datos utilizados en la simulación. A continuación se analizan los resultados obtenidos y se resumen las principales conclusiones alcanzadas. El último apartado corresponde a la bibliografía.

## II. METODOLOGÍA

### 1. Beta dinámica y evaluación de la capacidad de sincronización activa.

A partir del modelo de valoración de activos de capital, el rendimiento esperado  $E(r_{pt})$  de una cartera  $p$  en el momento  $t$  se puede expresar como:

$$E(r_{pt}) = r_F + \beta_p (E(r_{mt}) - r_F) \quad [1]$$



donde  $r_F$  es el rendimiento del activo libre de riesgo;  $E(R_{mt})$ , el rendimiento esperado de la cartera de mercado; y  $\beta_p$ , la medida de riesgo sistemático de la cartera  $p$ .

La expresión [2] es una versión *ex-post* de [1] que sí contempla la variabilidad del riesgo sistemático entre períodos:

$$r_{pt} = r_{Ft} + \beta_{pt}(r_{mt} - r_{Ft}) + u_{pt} \quad [2]$$

En la literatura existen diferentes modelos que establecen determinadas estructuras para la dinámica del parámetro  $\beta_{pt}$ . Entre aquellos que intentan medir la capacidad de sincronización activa de una cartera gestionada, a partir de información sobre rendimientos periódicos, el modelo de TREYNOR y MAZUY (1966) implica la relación de beta dinámica que muestra la expresión [3]:

$$\beta_{pt} = b_p + c_p(r_{mt} - r_{Ft}) \quad [3]$$

En este caso, se supone una relación lineal entre la beta de la cartera y el rendimiento en exceso del mercado. Donde la constante  $b_p$  es la beta media u objetivo de riesgo sistemático a largo plazo y la pendiente  $c_p$  mide la capacidad de sincronización de los gestores, siguiendo una estrategia que incrementa (disminuye) la beta cuando el rendimiento en exceso es positivo (negativo). Sustituyendo [3] en [2] se puede plantear la siguiente regresión con término cuadrático:

$$r_{pt} - r_{Ft} = \alpha_p + b_p(r_{mt} - r_{Ft}) + c_p(r_{mt} - r_{Ft})^2 + u_{pt} \quad [4]$$

donde  $\alpha_p$  mide la capacidad de selección de activos individuales en el caso de una gestión activa de la cartera. Esta regresión ha sido especialmente utilizada para medir la habilidad de sincronización activa en carteras gestionadas, como ocurre en los trabajos de CHEN y STOCKUM (1986), LEHMANN y MODEST (1987) y BELLO y JANJIGIAN (1997), entre otros.

Otro grupo de medidas, que también evalúa la capacidad de sincronización activa de una cartera, se caracteriza por establecer dos niveles de riesgo sistemático en función cada uno del signo del rendimiento del mercado en exceso. El principio de estas medidas es el enfoque paramétrico de MERTON (1981), HENRIKSSON y MERTON (1981) y HENRIKSSON (1984). En este caso, la expresión [5] muestra la relación implícita en la beta dinámica:

$$\beta_{pt} = b'_p - \lambda_p D_t \quad [5]$$

donde  $D_t$  es una variable *dummy* o binaria que toma valor cero cuando el mercado es alcista y uno en el caso contrario. Por tanto, si  $\lambda_p$  es significativamente mayor que cero, la beta para períodos alcistas  $b'_p$  sería superior a la beta para períodos bajistas  $b_p - \lambda_p$ , y habría existido capacidad de sincronización activa. Sustituyendo [5] en [2] se puede plantear la siguiente regresión:

$$r_{pt} - r_{Ft} = \alpha_p + b'_p(r_{mt} - r_{Ft}) + \lambda_p \max(0, r_{Ft} - r_{mt}) + u_{pt} \quad [6]$$

Que tomando como información las series temporales de rendimientos puede ser utilizada para evaluar la capacidad de sincronización activa, como en los trabajos de CHANG y LEWELLEN (1984), JAGANNATHAN y KORAJCZYK (1986), DILTZ y LOCKWOOD (1990) y GOETZMANN e INGERSOLL (1998).

En este trabajo, los modelos [4] y [6] van a ser aplicados a las series temporales de los rendimientos de carteras que siguen una gestión pasiva de comprar y mantener. Estas carteras han sido construidas para diferentes niveles de riesgo y al no realizar ningún reajuste están sujetas al efecto de la sincronización pasiva. De esta forma, podremos evidenciar el efecto de la sincronización pasiva en la aplicación de estos modelos.

## 2. Un modelo de beta dinámica para la sincronización pasiva.

En la sección anterior se han establecido dos modelos de beta dinámica creados al objeto de evaluar la capacidad de sincronización activa, es decir, la habilidad de los gestores para modificar la posición de riesgo sistemático de la cartera en función de la tendencia del mercado. Del mismo modo, a continuación se propone un modelo de beta dinámica que recoge el efecto de la sincronización pasiva en una cartera. Este modelo explica la evolución de la beta atribuible a los cambios en las ponderaciones de los activos que integran la cartera. Estos cambios se producen al variar el diferencial de rentabilidad entre los activos y tienen un efecto acumulativo en la beta de la cartera. Si los responsables de la gestión de una cartera no realizan ajustes al objeto de mantener un nivel constante de riesgo sistemático, la beta de la cartera presentará una variabilidad que provocará cambios continuos en la pendiente de la relación entre los rendimientos de la cartera y el mercado. En este caso, es posible que las medidas que intentan evaluar la sincronización activa evidencien artificialmente una capacidad de sincronización que no es más que un efecto derivado de la sincronización pasiva.

El modelo de beta dinámica propuesto ha sido sintetizado para el caso de una cartera que invierte en dos clases de activos, uno con rendimiento libre de riesgo y otro variable o arriesgado. Esta hipótesis de partida ha sido también planteada en trabajos que han modelado las estrategias de sincronización activa, estableciendo una relación de sustitución entre la inversión en estos dos tipos de activos, como en los trabajos de BROCATO y CHANDY (1994), GRAHAM y HARVEY (1996) y GOETZMANN e INGERSOLL (1998). El modelo planteado también puede formularse para un mayor número de clases de activos, bajo la idea propuesta por ELTON, GRUBER, DAS y HLAVKA (1993) en la

que la evaluación de una cartera debe establecer apropiadas carteras de referencia que incluyan todas las clases de activos en las que la cartera evaluada invierte. Sin embargo, para el objetivo del presente trabajo, evidenciar el efecto de la sincronización pasiva, es necesario y suficiente el planteamiento de un modelo de beta dinámica con dos clases de activos, además de sintetizar así la exposición del trabajo. En todo caso, el modelo propuesto es fácilmente extensible para un mayor número de activos.

### 2.1. Modelo de beta dinámica.

Sea la cartera  $p$  de un fondo de inversión de capitalización que en un momento dado  $t_0$  reparte su patrimonio en la inversión de dos tipos de activos, en un porcentaje  $\alpha_{F,0}$  en el activo  $F$  libre de riesgo y el resto en el activo  $V$  de una beta  $\beta_V$  con respecto a una cartera de mercado  $M$ . Entonces el patrimonio  $P$  del fondo en el momento  $t_0$  se puede representar como:

$$P_0 = P_{F,0} + P_{V,0} \quad [7]$$

donde,

$$\alpha_{F,0} = \frac{P_{F,0}}{P_0} \quad \text{y} \quad \alpha_{V,0} = \frac{P_{V,0}}{P_0}, \quad \text{siendo por tanto} \quad \alpha_{F,0} + \alpha_{V,0} = 1$$

de esta forma, la beta agregada de la cartera  $p$  en el momento  $t_0$  es:

$$\beta_{p,0} = \alpha_{V,0}\beta_V \quad [8]$$

Si desde el momento  $t_0$  hasta un momento posterior  $t_1$  el rendimiento del activo libre de riesgo ha sido  $r_{F1}$  y el de mercado ha sido de  $r_{m1}$ , entonces el nuevo patrimonio del fondo será:

$$P_1 = (1 + r_{F1})P_{F,0} + (1 + r_{V1})P_{V,0} \quad [9]$$

y sustituyendo el rendimiento esperado según el modelo de valoración de activos de capital en un mercado en equilibrio:

$$P_1 = (1 + r_{F1})P_{F,0} + (1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0} \quad [10]$$

siendo ahora las nuevas ponderaciones de las dos clases de activos las siguientes:

$$\alpha_{F1} = \frac{(1 + r_{F1})P_{F,0}}{P_1} \quad [11]$$

$$\alpha_{V1} = \frac{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0}}{P_1} \quad [12]$$

y, por tanto, la nueva beta agregada del fondo es igual a:

$$\beta_{p1} = \alpha_{V1}\beta_V \quad [13]$$

sustituyendo,

$$\begin{aligned} \beta_{p1} &= \beta_V \frac{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0}}{P_1} \\ \beta_{p1} &= \beta_V \frac{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0}}{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0} + (1 + r_{F1})P_{F,0}} \\ \beta_{p1} &= \beta_V \left[ \frac{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0} + (1 + r_{F1})P_{F,0}}{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0}} \right]^{-1} \\ \beta_{p1} &= \beta_V \left[ 1 + \frac{(1 + r_{F1})P_{F,0}}{(1 + \beta_V(r_{m1} - r_{F1}) + r_{F1})P_{V,0}} \right]^{-1} \end{aligned} \quad [14]$$

Por tanto, la expresión [14] proporciona una estructura para la beta de la cartera del fondo al final del período. Si generalizamos para un mayor número de períodos se alcanza la expresión [15], que muestra cómo la beta en el momento  $T$  recoge de forma acumulada las variaciones en el rendimiento tanto del activo libre de riesgo como de la cartera de mercado. Por tanto, las variaciones en la beta de la cartera a lo largo del tiempo son explicadas por los rendimientos de los activos que la integran.

$$\beta_{pT} = \beta_V \left[ 1 + \frac{P_{F,0} \prod_{j=1}^T (1 + r_{Fj})}{P_{V,0} \prod_{j=1}^T (1 + \beta_V(r_{mj} - r_{Fj}) + r_{Fj})} \right]^{-1} \quad [15]$$

Para mostrar de una forma más directa la relación entre la beta de dos períodos consecutivos, se ha operado algebraicamente para plantear la expresión [16], en la que se establece una relación entre la beta de la cartera en un momento dado y la beta del período siguiente, siendo equivalente a la expresión [14] en el período inicial. A partir de la expresión [13]:

$$\begin{aligned}
 \beta_{p1} &= \alpha_{V1} \beta_V \\
 &= \alpha_{V1} \frac{\beta_{p,t-1}}{\alpha_{V,1-1}} = \frac{P_{vt}/P_t}{P_{v,t-1}/P_{t-1}} \beta_{p,t-1} \\
 &= \frac{(1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{v,t-1}/P_t}{P_{v,t-1}/P_{t-1}} \beta_{p,t-1} \\
 &= \frac{(1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{t-1}}{P_t} \beta_{p,t-1} \\
 &= \frac{(1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{t-1}}{(1+r_{Ft})P_{F,t-1} + (1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{V,t-1}} \beta_{p,t-1} \\
 &= \frac{(1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{t-1}}{(1+r_{Ft})(P_{t-1} - P_{V,t-1}) + (1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}))P_{V,t-1}} \beta_{p,t-1} \\
 \beta_{pt} &= \left[ \frac{1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft})}{1+r_{Ft} + \beta_V(r_{mt} - r_{Ft}) \frac{P_{V,t-1}}{P_{t-1}}} \right] \beta_{p,t-1} \quad [16]
 \end{aligned}$$

Como se puede observar en la ecuación [16], si el patrimonio invertido en el activo  $V$  en el momento  $P_{V,t-1}$  fuera igual al patrimonio total del fondo  $P_t$ , la beta de la cartera en el momento siguiente  $\beta_{pt}$  sería igual a la beta anterior de la cartera y, por tanto, la beta sería estable a lo largo de los sucesivos períodos. Sin embargo, si la proporción invertida inicialmente en el activo  $V$  es menor que la unidad, el resultado de la expresión del interior de los corchetes en [16] será mayor o menor que la unidad y, en consecuencia, la beta del siguiente período será diferente a la inicial. El incremento o disminución de la beta de un período a otro va a depender del signo de  $r_{m,t}$ , es decir, la rentabilidad de la cartera de mercado en exceso sobre el activo libre de riesgo.

Por tanto, en el caso que  $P_{V,t-1} < P_{t-1}$ :

1. Para períodos con  $(r_{mt} - r_{Ft}) > 0$  el numerador del término entre corchetes de la expresión [16] sería mayor que el correspondiente denominador y, por tanto, su cociente tomará un valor por encima de la unidad y, en consecuencia, la beta en el momento  $t$  será superior que la beta en el momento  $t - 1$ .
2. Para períodos con  $(r_{mt} - r_{Ft}) < 0$  el numerador será menor que uno y, por tanto, la beta en el momento  $t$  será inferior que la existente en el período anterior.

## 2.2. Efecto en el rendimiento de la cartera.

Para completar el análisis del comportamiento dinámico de la beta del modelo [16] a continuación se estudian las implicaciones en el rendimiento de la cartera. Considerando las ecuaciones [10]-[11]-[12], el rendimiento  $r_{pt}$  de la cartera de un fondo de inversión se puede expresar como:

$$r_{pt} = \alpha_{F,t-1} r_{Ft} + \alpha_{V,t-1} r_{Vt} \quad [17]$$

y, por tanto,

$$r_{pt} = \alpha_{F,t-1} r_{Ft} + \alpha_{V,t-1} (r_{Ft} + \beta_V (r_{mt} - r_{Ft}))$$

operando y sustituyendo a partir de la ecuación [13], se obtiene:

$$r_{pt} = r_{Ft} + \alpha_{V,t-1} \beta_V (r_{mt} - r_{Ft})$$

y

$$r_{pt} - r_{Ft} = \beta_{p,t-1} (r_{mt} - r_{Ft}) \quad [18]$$

Como muestra la ecuación [18], el rendimiento en exceso del fondo es relación lineal del valor de la beta dinámica en cada momento del tiempo y el correspondiente rendimiento de mercado. Sin embargo, también debe ser considerada la relación existente entre la beta dinámica y el rendimiento del mercado, implícita en la ecuación [16]. En este modelo, siempre que el fondo tenga algún porcentaje de la cartera invertido en el activo de renta variable motiva cambios en la beta dinámica:

1. Si  $(r_{mt-1} - r_{Ft-1}) > 0$  implica que  $b_{p,t-1} > b_{p,t-2}$  y, por lo tanto,

$$\beta_{p,t-1} (r_{mt} - r_{Ft}) > \beta_{p,t-2} (r_{mt} - r_{Ft})$$

y entonces, si también  $(r_{mt} - r_{Ft}) > 0$  esto supone un incremento acumulativo en el rendimiento de la cartera, puesto que ésta no solamente se incrementa porque el rendimiento en exceso del mercado es positivo, sino también porque la posición de riesgo sistemático ha aumentado, así mediante [16] podemos volver a escribir [18] como:

$$r_{pt} - r_{Ft} = [f(r_{m,t-1})\beta_{p,t-2}](r_{mt} - r_{Ft}) \quad [19]$$

donde,

$$f(r_{m,t-1}) = \left[ \frac{1 + r_{F,t-1} + \beta_V(r_{m,t-1} - r_{F,t-1})}{1 + r_{F,t-1} + \beta_V(r_{m,t-1} - r_{F,t-1}) \frac{P_{V,t-2}}{P_{t-2}}} \right] \quad [20]$$

2. Si  $(r_{m,t-1} - r_{F,t-1}) < 0$  implica que  $b_{p,t-1} < b_{p,t-2}$  y, por lo tanto, si también  $(r_{mt} - r_{Ft}) < 0$  supondrá una disminución acumulativa en el rendimiento de la cartera, mediante un esquema similar al expuesto anteriormente. En ambos casos, el efecto acumulativo es más importante cuanto mayor es la amplitud del rendimiento del mercado y cuanto mayor es el número de períodos dentro de una fase alcista o bajista del mercado.

En las secciones anteriores se ha propuesto un modelo para una beta de carácter dinámico y el rendimiento de la cartera correspondiente. En el caso de no haber un reajuste de la cartera, la beta puede variar de un período a otro en función de las diferencias existentes entre los rendimientos de los activos que integran la cartera, causando así sincronización pasiva. En consecuencia, el rendimiento de la cartera en un período recoge de forma acumulada la variación de los rendimientos pasados de los activos además de la relación lineal con los actuales. Al objeto de evidenciar la dimensión del efecto de la sincronización pasiva, en los siguientes apartados se elaboran diferentes tipos de carteras, para las que se calcula la beta y el rendimiento en cada período. Sobre los resultados obtenidos se aplican medidas de sincronización activa con el objetivo de evaluar el efecto de la sincronización pasiva en la generación de sincronización artificial o espuria.

### III. DATOS

Con el fin de aproximar este análisis a posibles carteras formadas en la industria de los fondos de inversión en España, se han utilizado como *proxys* de la cartera de mercado y del activo libre de riesgo respectivamente, el índice de mercado Ibex35 y los Repos a un día. El análisis se ha efectuado con los rendimientos mensuales de los valores de cierre del Ibex35 y, tam-

bién con la misma periodicidad, el rendimiento obtenido al invertir en el Índice AFI de repos a un día, que representa el teórico resultado de mantener una cartera invertida de forma constante en el tiempo en repos a un día <sup>7</sup>. El período de tiempo a partir del cual se ha realizado el trabajo comprende desde el 1 de enero de 1992 hasta el 31 de marzo de 1998; concretamente son 75 datos de rendimientos mensuales en cada tipo de activo <sup>8</sup>.

## IV. RESULTADOS

### 1. Análisis de la beta dinámica.

Para evidenciar la evolución de la beta dinámica de una cartera, se han generado diferentes carteras que muestran la sensibilidad de la beta del modelo [16] ante cambios de las variables que intervienen en el modelo. Así, se han elaborado 35 carteras mediante la combinación de:

1. Determinados valores para  $\alpha_{F,0}$  y  $\alpha_{V,0}$ , es decir, los porcentajes iniciales del patrimonio que están invertidos en cada uno de los dos activos,  $F$  y  $V$  que integran la cartera, y
2. De la beta del activo  $V$  con respecto a la cartera de mercado. A partir de las series temporales de la beta dinámica de cada cartera se han estimado las correspondientes series de rendimientos.

La **tabla 1** muestra una síntesis de los resultados obtenidos en las simulaciones. Se han combinado 35 carteras a partir de unos porcentajes iniciales de inversión en el activo  $V$  de 10%, 30%, 50%, 70% y 90% para unos niveles de  $\beta_V$  de 0,2; 0,4; 0,6; 0,8; 1; 1,2 y 1,4. Para cada cartera, la tabla informa, en primer lugar, del porcentaje invertido en el activo  $V$  al principio del período de muestra y al final de éste y, en segundo lugar, proporciona la beta inicial de la cartera y la beta que se alcanza en el último período, después de haber generado la serie temporal de la beta dinámica mediante [16].

<sup>7</sup> Para un mayor detalle sobre la selección de valores y criterios de elaboración de estos índices AFI, consultar EZQUIAGA y KNOP (1994).

<sup>8</sup> Las fuentes de estos datos han sido: la Sociedad de Bolsas para el Ibex35 y Analistas Financieros Internacionales para el índice AFI de repos a un día.



**TABLA 1**

Resultado de la simulación para 35 carteras, combinadas mediante los valores de los parámetros  $\beta_V$  y  $\alpha_{v,0}$  en el modelo de beta dinámica [16]. Para cada cartera se muestra la siguiente información:

$\alpha_{v,0}$	$\alpha_{v,T}$
$\beta_{p,0}$	$\beta_{p,T}$
$\mu_{bp}$	$\sigma_{bp}$

Donde  $\alpha_{v,0}$  es el porcentaje inicial invertido en el activo  $V$  a enero de 1992;  $\alpha_{v,T}$  es el porcentaje final invertido a marzo de 1998, en este activo;  $\beta_{p,0}$  y  $\beta_{p,T}$  son respectivamente la beta inicial y final de la cartera del fondo de la serie de la beta dinámica construida mediante el modelo [16];  $\mu_{bp}$  y  $\sigma_{bp}$  son respectivamente la media y la desviación típica de la serie de la beta dinámica.

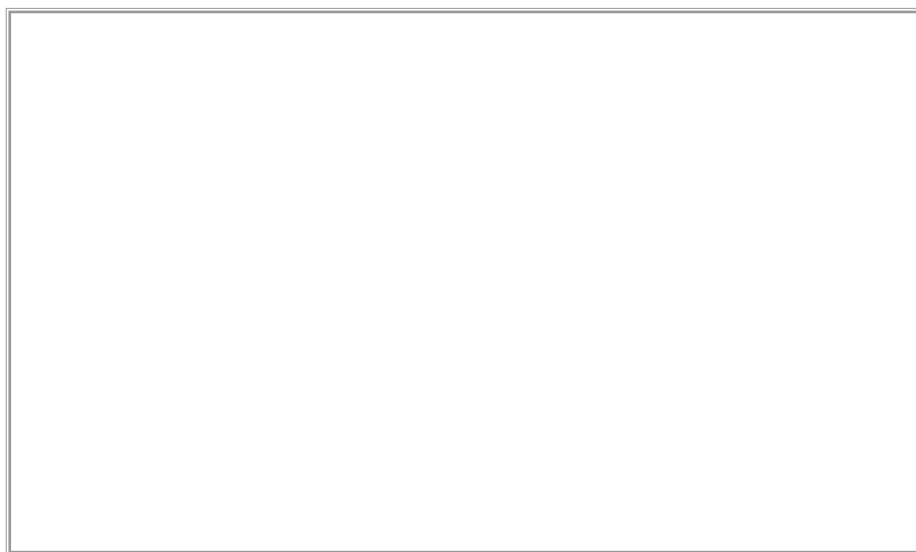
	PORCENTAJE INICIAL INVERTIDO EN EL ACTIVO $V$ ( $\alpha_{v,0}$ )									
	10%		30%		50%		70%		90%	
$\beta_V=0,2$	10%	12%	30%	34%	50%	55%	70%	74%	90%	92%
	0,020	0,024	0,060	0,068	0,100	0,110	0,140	0,148	0,180	0,183
	0,020	0,001	0,061	0,002	0,101	0,003	0,141	0,002	0,180	0,001
$\beta_V=0,4$	10%	14%	30%	38%	50%	59%	70%	77%	90%	93%
	0,040	0,056	0,120	0,153	0,200	0,237	0,280	0,309	0,360	0,372
	0,042	0,004	0,124	0,009	0,204	0,010	0,283	0,008	0,361	0,003
$\beta_V=0,6$	10%	16%	30%	43%	50%	63%	70%	80%	90%	94%
	0,060	0,096	0,180	0,255	0,300	0,380	0,420	0,480	0,540	0,564
	0,064	0,009	0,188	0,019	0,309	0,022	0,427	0,017	0,543	0,007
$\beta_V=0,8$	10%	18%	30%	46%	50%	67%	70%	83%	90%	95%
	0,080	0,147	0,240	0,371	0,400	0,535	0,560	0,660	0,720	0,758
	0,086	0,016	0,252	0,034	0,413	0,037	0,607	0,030	0,724	0,012
$\beta_V=1$	10%	21%	30%	50%	50%	70%	70%	85%	90%	96%
	0,100	0,206	0,300	0,501	0,500	0,701	0,700	0,845	0,900	0,955
	0,109	0,025	0,317	0,053	0,517	0,057	0,712	0,045	0,927	0,018
$\beta_V=1,2$	10%	23%	30%	54%	50%	73%	70%	86%	90%	96%
	0,120	0,276	0,360	0,642	0,600	0,875	0,840	1,035	1,080	1,152
	0,131	0,037	0,381	0,074	0,620	0,080	0,853	0,062	1,084	0,025
$\beta_V=1,4$	10%	25%	30%	57%	50%	75%	70%	88%	90%	97%
	0,140	0,355	0,420	0,793	0,700	1,054	0,980	1,228	1,260	1,351
	0,154	0,050	0,444	0,100	0,721	0,106	0,993	0,083	1,264	0,034

Para las 35 carteras existen cambios en la composición de la cartera a lo largo del tiempo. Partiendo de un determinado porcentaje inicial de inversión en el activo  $V$ , y para un determinado valor de  $\beta_V$ , este porcentaje va a presentar variaciones período a período, debido al diferente rendimiento de los activos  $V$  y  $F$ . Dado que en el período de muestra de la simulación ha existido una

amplia y generalizada tendencia alcista en el mercado, representado por el Ibex35, el rendimiento del activo  $V$  ha sido superior al obtenido por el activo  $F$ . Esto produce que el porcentaje final de inversión en el activo de renta variable  $a_{V,T}$  sea mayor que el tomado como punto de partida  $\alpha_{V,0}$  y, en este caso, para todas las carteras de la **tabla 1**. Sin embargo, el incremento en  $a_V$  presenta una magnitud diferente en cada una de las carteras simuladas, como consecuencia fundamentalmente de dos variables. En primer lugar, existe una relación inversa entre este incremento y el valor inicial de inversión en el activo  $V$ ; así cuanto menor es este coeficiente, mayor es la capacidad de incremento de la ponderación del activo  $V$  a lo largo del tiempo. En segundo lugar, existe una relación directa entre el incremento de  $\alpha_V$  y el valor de  $\beta_V$ ; de esta forma, cuanto mayor es la beta del activo  $V$  mayor es el peso específico de la renta variable en la evolución de la composición de la cartera. El **gráfico 1** nos muestra estas dos relaciones.

### Gráfico 1

Distribución de la diferencia entre el valor inicial  $\alpha_{V,0}$  invertido en el activo  $V$  y el resultante final  $\alpha_{V,T}$  según información de la **tabla 1**, en función del valor de partida  $\alpha_{V,0}$  y de la beta del activo  $V$ .

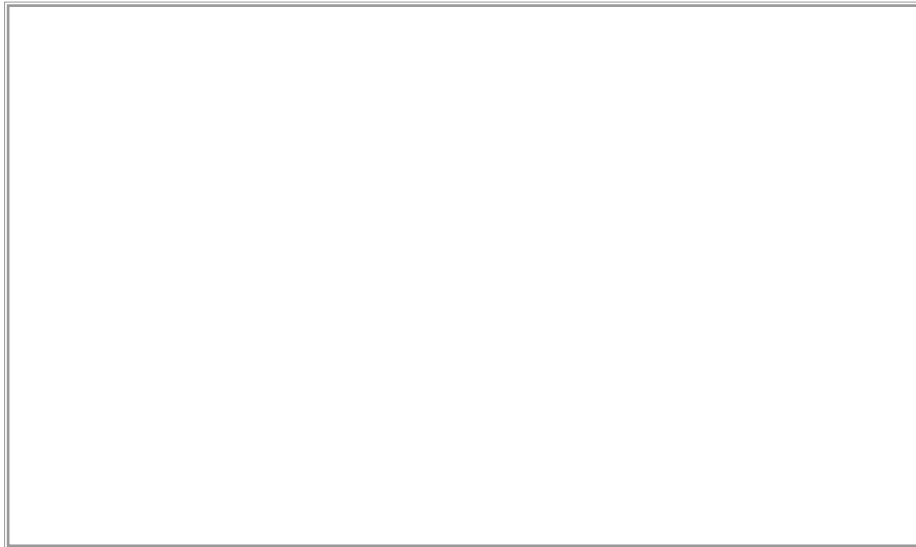


En la totalidad de las carteras simuladas, la beta dinámica obtenida a partir del modelo [16] no es estable durante el período de muestra, dando lugar a la existencia de sincronización pasiva. Dentro del conjunto de carteras analizadas, la variabilidad de la beta es diferente. En función también de los pares de valores de  $\alpha_{V,0}$  y  $\beta_V$  que definen cada cartera, la beta presentará un comportamiento más o menos variable durante el período de muestra. Como resumen de la simulación, la **tabla 1** nos informa de cuatro estadísticos de la serie temporal de la beta dinámica obtenida en cada caso, concretamente son el valor inicial, el final, la media y su desviación típica. El **gráfico 2** mues-

tra la relación entre el incremento de la beta dinámica,  $\beta_{p,T} - \beta_{p,0}$  y los valores de las variables  $\alpha_{V,0}$  y  $\beta_V$ . Como se puede observar, existe una relación directa entre los incrementos y el valor de  $b_V$ , de forma que para los niveles altos de este coeficiente el aumento en la beta de la cartera tiene una mayor dimensión. Si en el **gráfico 2** sustituyéramos el incremento en la beta dinámica final-inicial por la desviación típica de la serie se obtiene un gráfico muy similar que muestra la misma relación, es decir, una mayor volatilidad en la beta para valores altos de  $\beta_V$  y valores intermedios de  $\alpha_{V,0}$ .

### Gráfico 2

Distribución de la diferencia entre la beta de la cartera al final e inicio del período de muestra  $\beta_{p,T} - \beta_{p,0}$  para las carteras simuladas, según información de la **tabla 1** y en función del valor de partida  $\alpha_{V,0}$  y de la beta del activo  $V$ .



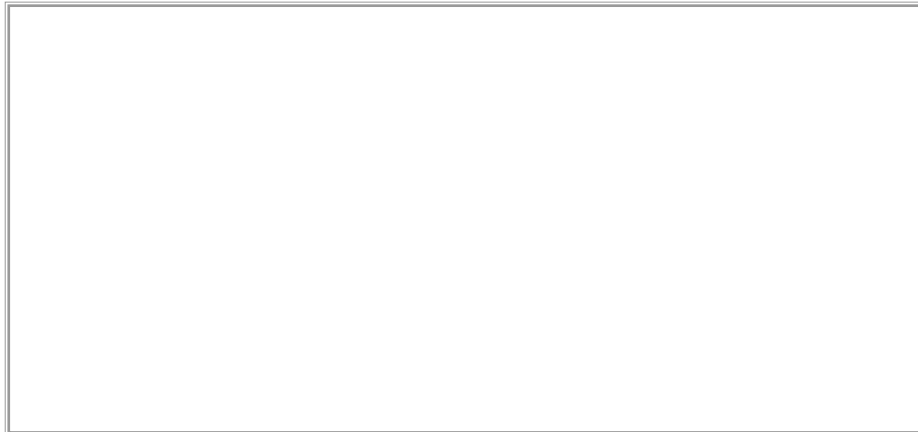
Para la totalidad de las carteras, la serie temporal de la beta dinámica presenta un incremento generalizado en clara relación a la tendencia alcista del Ibex35 durante el período analizado. Para mostrar esta dependencia se ha analizado el caso de una de las carteras construidas, que denominaremos Fondo1. Éste tenía inicialmente en la composición de su cartera un 30% invertido en el activo  $V$  y el 70% restante en el activo  $F$ , es decir, en el índice AFI de repos a un día. Para una posible beta del activo  $V$  con respecto al Ibex35 de 0,8, la beta dinámica inicial de la cartera es de 0,24. Sin embargo, después de 75 meses la composición de la cartera a pasado a ser de un 46% invertido en el activo  $V$  y un 54%, en el activo  $F$ , siendo por tanto la beta dinámica al final del período de muestra igual a 0,37. El **gráfico 3** nos muestra la evolución de la beta dinámica. Como se puede observar el parámetro no permanece estable y presenta una tendencia creciente, con relación a la fase alcista del mercado bursátil que muestra el **gráfico 4**.

**Gráfico 3**

Evolución mensual desde enero de 1992 a marzo de 1998 de la beta dinámica según el modelo [16] para la cartera Fondo 1, elaborada con  $\alpha_{V,0} = 0,3$ ,  $\alpha_{F,0} = 0,7$  y  $\beta_V = 0,8$ .

**Gráfico 4**

Factores de capitalización del Ibex35 para cada uno de los meses del período enero de 1992 a marzo de 1998 con referencia al valor del índice el 1 de enero de 1992.



Al observar los **gráficos 3 y 4** se aprecia una relación entre la evolución temporal de la beta dinámica de la cartera simulada y los factores de capitalización del Ibex35. Esta relación, entre series no estacionarias, puede expresarse en términos estacionarios con respecto a los rendimientos del

índice del mercado, si calculamos los incrementos relativos en cada serie. Así, los rendimientos mensuales del Ibex35 y las diferencias relativas en la beta dinámica de la cartera Fondo 1 a lo largo del período muestral se presentan en los **gráficos 5 y 6**.

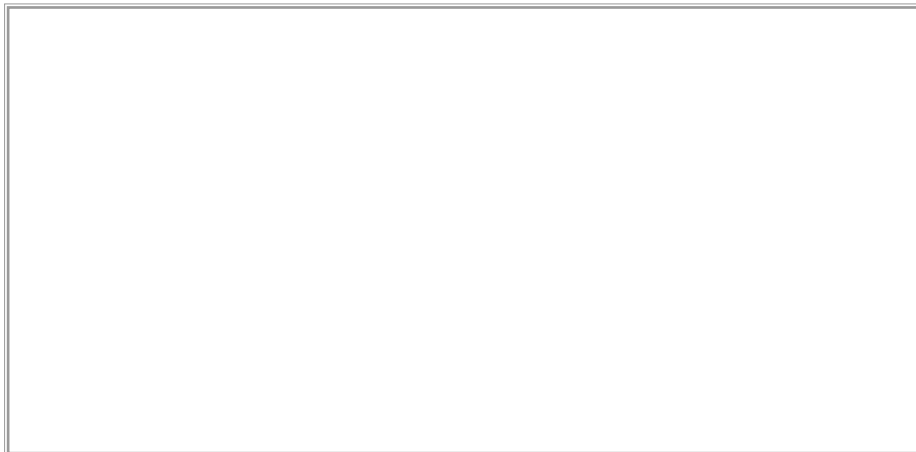
### Gráfico 5

Rendimientos mensuales del Ibex35 e incrementos relativos en la beta dinámica de la cartera Fondo 1, durante el período muestral de enero de 1992 a marzo de 1998.



### Gráfico 6

Dispersión del incremento relativo en la beta dinámica de la cartera Fondo 1 y el rendimiento mensual del Ibex35.



Tal como se muestra en el **gráfico 6** existe una relación lineal entre el rendimiento en exceso del índice y el incremento relativo de la beta generada mes a mes. En general, para todas las carteras elaboradas se evidencia esta relación lineal, en la que no hay término independiente: puesto que en la expresión [16] cuando  $(r_{m,t} - r_{F,t}) = 0$  la beta del período  $m$  es igual a la beta del período anterior y, por tanto, no hay incremento ni disminución en la beta dinámica. Es decir,

$$\frac{\beta_{pt} - \beta_{p,t-1}}{\beta_{p,t-1}} = \phi_p (r_{m,t} - r_{F,t}) + \delta_{pt} \quad [21]$$

donde  $\phi_p$  es la pendiente con respecto a  $(r_{m,t} - r_{F,t})$  y  $\delta_{pt}$  recoge la influencia residual en el período  $t$  del resto de parámetros de la expresión [16] que han intervenido en la generación de la beta dinámica. La **tabla 2** muestra el resultado de la estimación de la regresión [21] para cada una de las carteras simuladas, informando de la pendiente estimada y del coeficiente de determinación. Por ejemplo, para la cartera Fondo 1 la pendiente es de 0,53 y el coeficiente es del 99%. En general la capacidad explicativa y pendiente de las regresiones disminuye conforme aumentan los valores de partida de las variables  $\alpha_{V,0}$  y  $\beta_V$ , tal como se muestra en la **tabla 2**.

**TABLA 2**

Pendiente y coeficiente de determinación de la regresión [21], entre el rendimiento del índice de mercado Ibex35 y el incremento relativo en la beta dinámica generada a partir de [16] para cada una de las carteras planteadas según la **tabla 1**.

$\beta_V$	PORCENTAJE INICIAL INVERTIDO EN EL ACTIVO $V$ ( $\alpha_{V,0}$ )									
	10%		30%		50%		70%		90%	
	$\phi_p$	R <sup>2</sup>	$\phi_p$	R <sup>2</sup>	$\phi_p$	R <sup>2</sup>	$\phi_p$	R <sup>2</sup>	$\phi_p$	R <sup>2</sup>
0,2	0,18	100%	0,14	100%	0,10	100%	0,06	100%	0,02	100%
0,4	0,36	100%	0,27	100%	0,19	100%	0,11	99%	0,04	99%
0,6	0,53	100%	0,40	100%	0,28	99%	0,17	98%	0,05	98%
0,8	0,70	100%	0,53	99%	0,37	98%	0,21	97%	0,07	96%
1	0,88	100%	0,66	99%	0,45	98%	0,27	96%	0,09	94%
1,2	1,05	100%	0,78	99%	0,54	97%	0,32	95%	0,10	92%
1,4	1,22	100%	0,90	98%	0,63	96%	0,37	93%	0,12	91%

En este sentido hay que indicar que la relación lineal [21] explica la variación relativa en la beta dinámica de un período a otro y que en consecuencia difiere de la implícita en los modelos [3] y [5] en los que la relación lineal se establece con la variable exógena en niveles y no en diferencias relativas como ocurre en el modelo [21]. Sin embargo, si el proceso generador de datos se ajusta a

este último modelo, la serie temporal de la beta dinámica va a presentar una evolución similar a la mostrada en el **gráfico 3**, correspondiente a la cartera Fondo 1. En este caso, es decir, en presencia de sincronización pasiva, no serían apropiadas las expresiones [3] y [5].

Es interesante destacar el caso de los fondos de inversión con carteras como las simuladas con  $\beta_V = 1$ , dado que son fondos que distribuyen la inversión entre el Ibex35 y repos a un día. Si el fondo no realiza ningún reajuste en la composición de la cartera y permite en consecuencia que tanto ésta como la correspondiente beta dinámica evolucionen básicamente en función de los movimientos del mercado de renta variable, el proceso generador de la beta del fondo sería el correspondiente al modelo [16]. De esta forma, para cualquier fondo de inversión de la industria española con esta distribución de patrimonio, existirán unos cambios en la composición de la cartera y en la beta no atribuibles a la gestión activa de los gestores, sino derivados del efecto de la sincronización pasiva. Por ejemplo, y tal como muestra la **tabla 1**, un fondo que el 1 de enero de 1992 tuviera invertido el 70% en el Ibex35 y el otro 30% restante en el activo sin riesgo, con una beta de 0,7 en consecuencia, a fecha 31 de marzo de 1998 tendría el 85% invertido en el Ibex35 y el 15% en repos con una beta de la cartera igual a 0,85.

Dos consecuencias pueden derivarse de la existencia de estos cambios, tanto en la composición de la cartera, como en la posición de riesgo sistemático. En primer lugar, implica que este fondo habría cambiado de clasificación durante el período muestral, así habría estado clasificado inicialmente como fondo de renta variable mixta, para terminar siendo de renta variable <sup>9</sup>. Esto es especialmente relevante en referencia a la evaluación de los resultados del fondo, puesto que al variar de grupo de referencia puede alterar su posición en una ordenación jerárquica establecida en función de la *performance* alcanzada y tipo de fondo. En segundo lugar, dada una tendencia continuada en el mercado de renta variable, como en este caso sucede durante el período muestral, el efecto acumulado en la beta dinámica puede causar el alcance de un nivel de riesgo sistemático distanciado de un posible objetivo inicial de riesgo <sup>10</sup>.

<sup>9</sup> La clasificación de los FIM según el criterio, existente durante el período muestral, de la Comisión Nacional del Mercado de Valores proporciona los siguientes grupos: fondos de renta fija, que poseen un porcentaje de renta fija en cartera del 100%; fondos de renta fija mixta, que poseen un porcentaje de renta fija en cartera menor del 100% y mayor o igual que el 75%; fondos de renta variable mixta, que poseen un porcentaje de renta fija en cartera menor del 75% y mayor o igual que el 30%; y fondos de renta variable, que poseen un porcentaje de renta fija en cartera inferior al 30%.

<sup>10</sup> La desviación acumulada de la beta dinámica con relación a la beta objetivo, se produce por el efecto de la sincronización pasiva y por tanto en ausencia de reajuste de la cartera. En este sentido y para el período muestral analizado, es interesante indicar que si desde un momento *ex-post* se evaluara la capacidad de sincronización activa de los gestores de una cartera que reajusta la beta, ésta proporcionaría una evaluación negativa. Es decir, en un mercado con una tendencia alcista tan prolongada, un reajuste de la cartera proporciona unos rendimientos menores que una estrategia de comprar y mantener. Sin embargo y en un mercado en equilibrio y eficiente, la evaluación de los resultados (rendimientos ajustados al riesgo sistemático existente en cada momento) de ambas estrategias, reajuste *versus* comprar y mantener, proporcionaría un valor en teoría igual a cero. No obstante, si consideramos posible la existencia de capacidad de sincronización activa por encima de un determinado nivel de eficiencia del mercado, sería necesario ajustar los rendimientos de la cartera evaluada al riesgo sistemático condicionado a la información de ese nivel de eficiencia.

## 2. El efecto de la sincronización pasiva en el rendimiento.

En la sección anterior se ha estudiado el efecto de la sincronización pasiva sobre el riesgo sistemático, evidenciando un comportamiento dinámico de la beta de la cartera. En función de la evolución del riesgo sistemático y a partir de [17] se ha analizado el rendimiento obtenido por las carteras elaboradas según la información de la **tabla 1**.

Para introducir el efecto de la sincronización pasiva en el rendimiento de una cartera, se ha tomado como muestra la cartera simulada con los parámetros  $\alpha_{V,0} = 0,1$ ,  $\alpha_{F,0} = 0,9$   $\beta_V = 1$  que denominaremos Fondo 2. El **gráfico 7** muestra la relación entre los rendimientos en exceso del Ibex35 y los de Fondo 2.

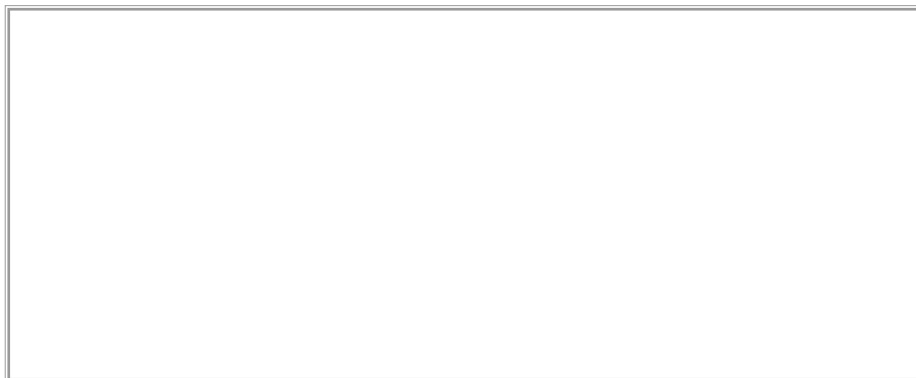
### Gráfico 7

Dispersión de los rendimientos mensuales en exceso del Ibex35 y la cartera Fondo 2 elaborada con los parámetros  $\alpha_{V,0} = 0,1$ ,  $\alpha_{F,0} = 0,9$  y  $\beta_V = 1$ .



### Gráfico 8

Dispersión de los rendimientos mensuales en exceso del Ibex35 y la beta dinámica de la cartera Fondo 2.





En el **gráfico 7** se aprecia inicialmente una relación lineal entre ambos rendimientos, sin embargo, para valores superiores e inferiores de  $r_{mt}$  aumenta la dispersión de la nube de puntos. Si realizamos una regresión lineal por MCO existe un problema de heteroscedasticidad como consecuencia de la dispersión en los extremos, especialmente para los rendimientos positivos. Este problema es consecuencia del efecto acumulativo en el rendimiento de la cartera por interacción entre la variación de la beta y el rendimiento del mercado expuesto en [19]-[20]. Puesto que durante el período muestral de la simulación, el Ibex35 ha presentado importantes fases alcistas, especialmente en los períodos finales, este efecto es más importante para los niveles superiores de los rendimientos positivos.

Al objeto de mostrar este efecto acumulativo, el **gráfico 8** relaciona los valores de la beta dinámica de la cartera Fondo 2 y los rendimientos del mercado. Como se puede observar, la mayoría de los puntos de la nube oscilan por el valor medio de la beta dinámica, concretamente 0,109; sin embargo, a la derecha del gráfico se observan aquellos valores de la beta dinámica más dispersos y de mayor cuantía, coincidiendo en las abscisas con los mayores rendimientos de la fase alcista del Ibex35. Por tanto, la beta mensual de la cartera presenta tres componentes: el primero podría ser una beta media u objetivo; el segundo es el responsable de la existencia de una relación creciente entre la beta y el rendimiento del mercado, especialmente para los rendimientos positivos de mayor cuantía dada la tendencia alcista del mercado; y el tercero sería un componente aleatorio que distorsiona los dos anteriores.

La importancia del resultado anterior reside en el hecho de que estos tres componentes de beta dinámica son los mismos que los planteados en trabajos, como el de CHEN y STOCKUM (1986), con el objetivo de establecer un modelo de beta que evalúe la capacidad de sincronización activa de los gestores de una cartera. En estos trabajos, la relación creciente entre la beta y el rendimiento de mercado es una evidencia de la capacidad de sincronización activa, puesto que ante un mercado alcista (bajista) se incrementa (disminuye) el nivel de riesgo sistemático de la cartera. Entonces, hay que destacar que en una cartera de gestión pasiva, que siga una estrategia de comprar y mantener y no se reajuste, va a producirse una sincronización pasiva y lo que es más importante, esto puede provocar artificialmente la evidencia de sincronización activa <sup>11</sup>.

La relación creciente entre la beta y el rendimiento del mercado produce una concavidad en el gráfico de dispersión de los rendimientos de una cartera y el mercado. Al considerar el **gráfico 7** se puede apreciar cierta concavidad en la nube de puntos, especialmente en los rendimientos positivos del mercado. En este caso un evaluador que mida la capacidad de sincronización activa median-

---

<sup>11</sup> Dada esta relación, entre el efecto de la variabilidad de la beta en una cartera de gestión pasiva y la capacidad de sincronización activa de los gestores (simplemente *sincronización* en la literatura financiera), se ha utilizado el término *sincronización pasiva* para diferenciar este efecto.

te un modelo de regresión cuadrática como el resultante de la expresión [4] podría obtener un resultado positivo que evidencie habilidad de sincronización activa, cuando en realidad no ha existido ninguna gestión activa de la cartera.

Evidentemente el efecto de la sincronización pasiva sobre las medidas de *performance* y más concretamente con relación a las medidas de sincronización activa [4] y [6], también depende de la dimensión y signo de los rendimientos del mercado. Durante el período analizado el mercado ha mantenido una tendencia alcista lo que ha motivado una beta dinámica generalmente creciente y la concavidad en el gráfico de rendimientos. Si la tendencia del mercado hubiera sido opuesta, la beta habría sido básicamente decreciente, pero el gráfico de rendimientos habría mantenido la concavidad especialmente a causa de los rendimientos más negativos del mercado. Por tanto, el modelo propuesto de beta dinámica en [16] es independiente de la tendencia del mercado. El efecto de la sincronización pasiva sobre la evolución de la beta y los rendimientos de la cartera sí dependen de la amplitud de los rendimientos y tendencia del mercado.

La **tabla 3** muestra los resultados que se obtendrían en el caso de aplicar la regresión [4] sobre los rendimientos de las carteras simuladas, aunque el proceso generador de los datos haya sido otro, concretamente el derivado de las expresiones [16] y [17]. Los resultados de la **tabla 3** muestran en primer lugar que la constante  $\alpha_p$  no es significativa en ninguno de los casos, tal como era previsible por la estructura del modelo [19] dado que no incluye constante. El efecto de la sincronización pasiva planteado en este trabajo no evidencia influencia significativa sobre la capacidad de selección de activos, medida por el coeficiente *alfa* en la expresión [4]. Sin embargo, esta constante presenta en todo caso un signo negativo, por lo que en la aplicación de la medida de *performance* [4] hay que considerar la existencia de un cierto sesgo negativo<sup>12</sup>. Con relación al parámetro  $\beta_p$ , que representa la beta media, resulta en todos los casos significativo.

<sup>12</sup> Este sesgo puede estar producido de forma artificial por la propia forma funcional de la regresión cuadrática [4]. En efecto, el planteamiento de esta regresión implica una curva de ajuste cóncava, con respecto al sentido positivo del eje de ordenadas de un gráfico de dispersión entre los rendimientos de la cartera evaluada y la de referencia, como en el **gráfico 7**. Si la curva de ajuste es obligada por los puntos más alejados de los ejes de la representación gráfica, se produce una concavidad que hace que la curva se contraiga a la altura del intercepto con el eje de ordenadas, provocando el signo negativo del intercepto, aun cuando en la realidad los puntos próximos al centro de coordenadas mantengan una relación lineal con intercepto igual a cero.

TABLA 3

Resultados de aplicar la regresión [4], entre el rendimiento del índice de mercado Ibex35 y el rendimiento de cada una de las carteras planteadas según la **tabla 1**.

$\beta_V$	Variable	PORCENTAJE INICIAL INVERTIDO EN EL ACTIVO $V$ ( $\alpha, \theta$ )									
		10%		30%		50%		70%		90%	
		Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
0,2	$\alpha_p$	-0,000	0,215	-0,000	0,215	-0,000	0,216	-0,000	0,216	-0,000	0,217
	$b_p$	0,021	0,000	0,062	0,000	0,103	0,000	0,147	0,000	0,181	0,000
	$c_p$	0,005	0,232	0,012	0,234	0,013	0,235	0,011	0,236	0,005	0,238
0,4	$\alpha_p$	-0,000	0,210	-0,000	0,213	-0,000	0,213	-0,000	0,214	-0,000	0,234
	$b_p$	0,043	0,000	0,127	0,000	0,201	0,000	0,287	0,000	0,363	0,000
	$c_p$	0,021	0,233	0,047	0,235	0,052	0,238	0,041	0,241	0,016	0,243
0,6	$\alpha_p$	-0,000	0,206	-0,000	0,208	-0,000	0,209	-0,000	0,212	-0,000	0,213
	$b_p$	0,067	0,000	0,195	0,000	0,316	0,000	0,433	0,000	0,545	0,000
	$c_p$	0,049	0,233	0,104	0,238	0,113	0,242	0,087	0,246	0,034	0,250
0,8	$\alpha_p$	-0,000	0,203	-0,000	0,205	-0,001	0,207	-0,000	0,209	-0,000	0,211
	$b_p$	0,092	0,000	0,265	0,000	0,427	0,000	0,581	0,000	0,728	0,000
	$c_p$	0,089	0,235	0,183	0,240	0,193	0,246	0,146	0,251	0,057	0,257
1	$\alpha_p$	-0,000	0,200	-0,001	0,202	-0,001	0,204	-0,001	0,208	-0,000	0,208
	$b_p$	0,118	0,000	0,337	0,000	0,539	0,000	0,729	0,000	0,911	0,000
	$c_p$	0,142	0,236	0,280	0,243	0,289	0,250	0,214	0,257	0,082	0,264
1,2	$\alpha_p$	-0,001	0,197	-0,001	0,200	-0,001	0,202	-0,001	0,203	-0,000	0,205
	$b_p$	0,145	0,000	0,409	0,000	0,651	0,000	0,877	0,000	1,094	0,000
	$c_p$	0,206	0,238	0,394	0,247	0,398	0,255	0,291	0,263	0,110	0,272
1,4	$\alpha_p$	-0,001	0,194	-0,001	0,197	-0,001	0,199	-0,001	0,200	-0,000	0,202
	$b_p$	0,172	0,000	0,482	0,000	0,762	0,000	1,025	0,000	1,276	0,000
	$c_p$	0,281	0,241	0,522	0,251	0,518	0,260	0,374	0,269	0,141	0,280

$p$ -value consistentes a heteroscedasticidad según WHITE (1980).

El parámetro  $c_p$  corresponde al término cuadrático de [4] y mide la capacidad de sincronización activa. Después de haber ajustado los errores típicos de forma consistente a la existencia de heteroscedasticidad <sup>13</sup>, según WHITE (1980), este parámetro no resulta significativo en los niveles habituales de probabilidad. Sin embargo, sin ajustar los errores típicos, el nivel de significación de este parámetro varía desde el 1% al 3% en función del tipo de cartera evaluada. Las diferencias de significatividad en función de los errores típicos considerados pone de manifiesto la sensibilidad del parámetro que mide la capacidad de sincronización activa. El problema de la sensibilidad del coeficiente del término cuadrático del modelo [4] de TREYNOR y MAZUY o extensiones de éste como el de BHATTACHARYA y PFLEIDERER (1983) ya ha sido apuntado en la literatura, tal como hace el trabajo de COGGIN *et al.* (1993). No obstante, en todas las carteras de la **tabla 3** el parámetro del término cuadrático presenta signo positivo, lo que según el modelo [4] implicaría una correcta sincronización activa. La importancia de este resultado radica en el hecho de que estas carteras no han estado gestionadas activamente, sino que siguen una estrategia pasiva de comprar y mantener, sin reajuste de la cartera. Por tanto y para el período analizado, la existencia de sincronización pasiva crea un sesgo positivo en la estimación de la sincronización activa.

Tal como muestra el **gráfico 7** para la cartera Fondo 2 y en general para todas las carteras simuladas, se evidencia una pérdida de linealidad en aquellos rendimientos del mercado con mayor amplitud. En este sentido, JAGANNATHAN y KORAJCZYK (1986) y HENRIKSSON (1984) atribuyen la existencia de sincronización artificial a una incorrecta especificación del modelo de mercado como proceso generador de los rendimientos de las carteras. Concretamente, contrastan la existencia de relaciones no lineales entre los rendimientos y las variables explicativas de los modelos de sincronización. Los resultados del primero de estos trabajos confirma esta hipótesis, evidenciando cómo en aquellos casos en los que se encuentra una significativa selección y sincronización, se coincide en rechazar la hipótesis de correcta especificación del modelo, tanto en el de regresión cuadrática como en el modelo paramétrico de HENRIKSSON y MERTON (1981).

De la misma forma que para el modelo anterior, a continuación se analiza el efecto de la sincronización pasiva sobre el modelo de HENRIKSSON y MERTON (1981) planteado en [6]. Este modelo mide la capacidad de sincronización comparando la beta de la cartera en momentos alcistas del

<sup>13</sup> En este sentido, es necesario indicar que el proceso generador de los rendimientos de las carteras simuladas está fundamentado en el efecto de la sincronización pasiva atribuible al modelo de beta dinámica [16] y la correspondiente expresión [18] para los rendimientos. Dado este proceso generador, el análisis empírico de los rendimientos mediante los modelos [2], [4] y [6] se configura como una aproximación lineal del problema y por tanto va a presentar problemas relacionados con cambios estructurales y heteroscedasticidad. Por tanto, al evaluar una cartera de gestión pasiva con estrategia de comprar y mantener, mediante la aplicación de estos modelos, es necesario controlar por el efecto de la sincronización pasiva. De hecho, la presencia de heteroscedasticidad en la aplicación empírica de las medidas de *performance* que miden la capacidad de sincronización es común en la literatura de evaluación de Fondos de Inversión y Planes de Pensiones. Así, JAGANNATHAN y KORAJCZYK (1986), LEHMANN y MODEST (1987) y COGGIN *et al.* (1993) también utilizan los errores típicos consistentes a heteroscedasticidad propuestos por WHITE (1980), HANSEN (1982) y HSIEH (1983). En consecuencia, sería interesante estudiar en qué medida la presencia de heteroscedasticidad y cambios estructurales, evidenciada en ciertas carteras institucionalmente gestionadas, es atribuible al efecto de la sincronización pasiva motivada por una gestión pasiva de la cartera.

mercado con relación a la beta en momentos bajistas. La **tabla 4** muestra los resultados del ajuste del modelo [6] para los rendimientos de las carteras simuladas y el índice Ibex35. Las inferencias derivadas de estos resultados son similares a las planteadas en la sección anterior para el modelo [4]. El intercepto de la regresión no es significativo en ningún caso, pero el signo también toma valor negativo en todos los casos. La beta media  $b'_p$  resulta claramente significativa en todas las carteras evaluadas.

El parámetro  $\lambda_p$  que mide la diferencia entre la beta alcista y bajista es significativo, con niveles entre el 3% y 8%, si no se ajustan los errores típicos por heteroscedasticidad. Empleando errores consistentes a heteroscedasticidad, este parámetro no resulta significativo. Al igual que en el caso del modelo [4], este parámetro es muy sensible a los rendimientos de mayor amplitud. En todo caso, el signo de este parámetro es positivo, lo que indicaría una habilidad de sincronización activa para el período de muestra estudiado. Sin embargo, puesto que la regresión [6] se ha realizado sobre los rendimientos de las carteras, obtenidos según [18] y esta expresión a su vez depende del modelo de beta dinámica [16], tal habilidad de sincronización activa no ha existido. Como en el modelo [4], el parámetro que mide la sincronización activa ha recogido la presencia de variabilidad en la beta dinámica resultante del efecto acumulativo por interacción con el rendimiento del mercado.

**TABLA 4**

Resultados de aplicar la regresión [6], entre el rendimiento del índice de mercado Ibex35 y el rendimiento de cada una de las carteras planteadas según la **tabla 1**.

$\beta_V$	Variable	PORCENTAJE INICIAL INVERTIDO EN EL ACTIVO $V$ ( $\alpha_v, \theta$ )									
		10%		30%		50%		70%		90%	
		Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
0,2	$\alpha_p$	-0,000	0,185	-0,000	0,186	-0,000	0,186	-0,000	0,186	-0,000	0,186
	$b'_p$	0,021	0,000	0,063	0,000	0,103	0,000	0,143	0,000	0,181	0,000
	$\lambda_p$	0,001	0,218	0,002	0,220	0,003	0,221	0,002	0,222	0,001	0,224
0,4	$\alpha_p$	-0,000	0,185	-0,000	0,186	-0,000	0,186	-0,000	0,187	-0,000	0,188
	$b'_p$	0,045	0,000	0,131	0,000	0,213	0,000	0,290	0,000	0,364	0,000
	$\lambda_p$	0,004	0,220	0,009	0,223	0,010	0,225	0,008	0,228	0,003	0,231
0,6	$\alpha_p$	-0,000	0,185	-0,000	0,186	-0,000	0,187	-0,000	0,188	-0,000	0,189
	$b'_p$	0,072	0,000	0,205	0,000	0,328	0,000	0,441	0,000	0,548	0,000
	$\lambda_p$	0,010	0,222	0,020	0,226	0,022	0,230	0,017	0,234	0,007	0,238

$\beta_V$	Variable	PORCENTAJE INICIAL INVERTIDO EN EL ACTIVO $V$ ( $\alpha_{v,0}$ )									
		10%		30%		50%		70%		90%	
		Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
0,8	$\alpha_p$	-0,000	0,186	-0,001	0,186	-0,001	0,187	-0,001	0,188	-0,000	0,190
	$b'_p$	0,101	0,000	0,283	0,000	0,447	0,000	0,595	0,000	0,734	0,000
	$\lambda_p$	0,017	0,225	0,036	0,230	0,038	0,235	0,029	0,241	0,011	0,247
1	$\alpha_p$	-0,001	0,186	-0,001	0,187	-0,001	0,188	-0,001	0,190	-0,000	0,191
	$b'_p$	0,132	0,000	0,365	0,000	0,568	0,000	0,751	0,000	0,919	0,000
	$\lambda_p$	0,027	0,227	0,054	0,234	0,056	0,241	0,042	0,248	0,016	0,257
1,2	$\alpha_p$	-0,001	0,187	-0,002	0,187	-0,002	0,188	-0,001	0,190	-0,000	0,193
	$b'_p$	0,165	0,000	0,449	0,000	0,691	0,000	0,907	0,000	1,105	0,000
	$\lambda_p$	0,039	0,231	0,076	0,238	0,077	0,246	0,057	0,256	0,022	0,267
1,4	$\alpha_p$	-0,001	0,188	-0,002	0,188	-0,002	0,189	-0,002	0,191	-0,001	0,194
	$b'_p$	0,200	0,000	0,535	0,000	0,815	0,000	1,063	0,000	1,291	0,000
	$\lambda_p$	0,053	0,235	0,101	0,244	0,100	0,253	0,073	0,264	0,027	0,278

$p$ -value consistentes a heteroscedasticidad según WHITE (1980).

En el caso del modelo [6], la capacidad de sincronización activa se establece por la diferencia entre dos posibles niveles de beta. Sin embargo, tal como muestra el **gráfico 9**, si el proceso generador de rendimientos de la cartera responde al efecto de la sincronización pasiva, la potencia del ajuste es cuestionable. De hecho, la dispersión de los rendimientos de la cartera Fondo 3 sugiere un cambio estructural en la beta en función de la amplitud del rendimiento en exceso del mercado antes que en función del signo de éste. En el período muestral analizado y tal como se observa en el gráfico, los rendimientos positivos de mayor amplitud del Ibex35 se corresponden con rendimientos de la cartera que presentan una pendiente superior que en el resto de valores.

**Gráfico 9**

Dispersión de los rendimientos mensuales en exceso del Ibex35 y la cartera Fondo3 elaborada con los parámetros  $\alpha_{V,0} = 0,1$ ,  $\alpha_{F,0} = 0,9$  y  $\beta_V = 1,2$ .



Tanto en el modelo [4] como en [6], el efecto de la sincronización pasiva causa un sesgo en la medida de la capacidad de sincronización activa de una cartera con inversión en renta variable. La dimensión y signo de este sesgo dependen en definitiva de la amplitud y tendencia de los rendimientos de los activos que integran la cartera, principalmente del mercado de renta variable.

A partir de los resultados mostrados en las **tablas 3 y 4** se puede establecer un último resultado. Como ya se ha comentado, los interceptos de los modelos correspondientes [4] y [6] presentan signo negativo, mientras que los coeficientes que miden la capacidad de sincronización activa,  $c_p$  y  $\lambda_p$  respectivamente, presentan signo positivo. Además, el intercepto es menor en aquellas carteras en las que el efecto de la sincronización pasiva es más importante, coincidiendo a su vez con los mayores coeficientes de sincronización activa. Si analizamos estos coeficientes se obtiene una clara relación de signo negativo entre ambos. En este sentido, el **gráfico 10** compara los valores obtenidos, a partir del modelo [6], tanto para la capacidad de selección como para la sincronización en las 35 carteras simuladas. Para el modelo [6] se obtiene este mismo resultado.

**Gráfico 10**

Dispersión de los valores estimados, a partir del modelo [6], que miden la capacidad de selección y sincronización activa de las carteras simuladas según información de la tabla 1. En este modelo, la selección es medida por el coeficiente  $\alpha_p$  y la sincronización activa por el coeficiente  $\lambda_p$ .



Por tanto, el efecto de la sincronización pasiva en la aplicación de las medidas de sincronización activa [4] y [6] motiva una relación inversa entre selección y sincronización activa. La relevancia de este resultado radica en el hecho de que esta relación se ha producido de forma artificial. Es decir, las carteras analizadas son de gestión pasiva y por tanto no es posible argumentar esta relación negativa como una consecuencia de un efecto sustitución entre selección y sincronización activa, por parte de los gestores de la cartera. Este efecto sustitución hace referencia a que los gestores, en un momento dado, pueden prestar una mayor atención a la selección de activos en decremento de los recursos dedicados a la sincronización con el mercado, y viceversa.

La presencia de relación negativa entre selección y sincronización activa ha sido una evidencia encontrada en trabajos que han evaluado la *performance* y sincronización con el mercado de los fondos de inversión y los planes de pensiones. En este sentido y empleando como base el modelo de HENRIKSSON y MERTON (1981), los trabajos de HENRIKSSON (1984), CONNOR y KORAJCZYK (1991), CHEN *et al.* (1992) y BELLO y JANJIGIAN (1997) evidencian una correlación negativa entre ambas magnitudes. JAGANNATHAN y KORAJCZYK (1986) evalúan teóricamente la existencia de sesgos de signo contrario entre selección y sincronización activa como consecuencia de diferencias entre el riesgo de las carteras evaluadas y la cartera utilizada como referencia o *benchmark*. Más concreta-



mente, COGGIN *et al.* (1993) muestran cómo la correlación negativa es consecuencia implícita de los propios modelos de regresión planteados para medir la capacidad de sincronización activa. La aplicación de los modelos de regresión [4] y [6] a las carteras de gestión pasiva, en presencia de sincronización pasiva atribuible al modelo de beta dinámica [16], también ha evidenciado esta relación inversa y artificial.

## V. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el efecto de la sincronización pasiva en la gestión de carteras. Este efecto se produce cuando una cartera no gestionada activamente presenta inestabilidad en el nivel de riesgo sistemático. En contraposición a ésta, la sincronización activa o *market-timing* implica una gestión activa de la cartera y en consecuencia cambios en el nivel de riesgo sistemático, al objeto de anticipar adecuadamente los movimientos del mercado.

El efecto de la sincronización pasiva en la gestión de carteras es doble. En primer lugar, el comportamiento no estacionario de la beta de la cartera en ausencia de gestión activa condiciona la definición de una gestión pasiva entre dos posibles estrategias. La primera es una estrategia de comprar y mantener. La segunda es aquella que minimiza el *tracking-error* existente entre la cartera gestionada y la que es utilizada como referencia o *benchmark*. En segundo lugar, la importancia del efecto de la sincronización pasiva está relacionado con aquellas medidas de evaluación de resultados o *performance* que ajustan los rendimientos de la cartera evaluada al riesgo sistemático soportado por ésta, bien sea de un modo incondicional, bien desde un punto de vista dinámico.

En este trabajo se propone un modelo de beta dinámica basado en la evolución temporal, acumulada e implícita, de las ponderaciones de los activos que integran una cartera de gestión pasiva que sigue una estrategia de comprar y mantener. El modelo de beta dinámica propuesto implica un comportamiento no estacionario del riesgo sistemático, en ausencia de reajuste de la cartera, motivando la existencia de sincronización pasiva. La estructura de beta dinámica planteada en este trabajo se ha ajustado, al igual que en otras referencias de la literatura financiera, para el caso de dos activos que sinteticen el conjunto de inversiones posibles, concretamente un activo de renta variable y otro libre de riesgo.

A partir del modelo de beta dinámica planteado, se analiza el efecto de la sincronización pasiva en el rendimiento de la cartera. En este modelo, la interacción acumulada entre el rendimiento de los activos que integran una cartera y la correspondiente beta agregada motiva una progresión entre el rendimiento de los activos y el rendimiento de la cartera. En función de la amplitud de las diferencias entre los rendimientos de los activos y la tendencia de éstos, esta progresión puede originar relaciones de diverso signo entre el rendimiento de la cartera y el rendimiento de la cartera de mercado tomada como referencia.

Con el objeto de valorar el efecto de la sincronización pasiva, se ha realizado una aplicación empírica del modelo propuesto, para el caso del mercado español. De esta forma, este trabajo realiza una aproximación de la sensibilidad del efecto de la sincronización pasiva en la gestión de carteras tales como los FIM de la industria de la inversión colectiva en el caso español. Con este fin, se han construido diferentes carteras que combinan diferentes objetivos de inversión y riesgo y que siguen una estrategia de gestión pasiva de comprar y mantener.

Los resultados obtenidos muestran la existencia de variabilidad en el riesgo sistemático para todas las carteras analizadas. El efecto de la sincronización pasiva es mayor en aquellas carteras con porcentajes intermedios de inversión en renta variable y con mayor posición de riesgo sistemático al comienzo del período muestral estudiado. La importancia de este resultado radica en el hecho de que las carteras analizadas, que no han sido gestionadas activamente sino que siguen una estrategia de gestión pasiva, evidencian una variabilidad en la beta tal como puede ocurrir en el caso de una cartera de gestión activa, en la que los gestores sí modifican la beta al objeto de sincronizar con el mercado.

Por tanto, el modelo de beta dinámica propuesto motiva la presencia de sincronización pasiva y podría ser una de las variables capaces de explicar la no estacionariedad evidenciada en otros trabajos empíricos, referenciados en este trabajo, que han estudiado la estabilidad del riesgo sistemático en carteras no gestionadas.

Una vez obtenidas las series temporales de las betas dinámicas para cada una de las carteras analizadas se han calculado las correspondientes series de rendimientos. Al analizar la relación entre el rendimiento de cada cartera y el mercado, representado por el Ibex35, se evidencia una pérdida de linealidad en la relación para aquellos rendimientos del mercado con mayor amplitud. Cuando el mercado presenta rendimientos importantes en valor absoluto y cierta tendencia consolidada, la beta experimenta una mayor progresión y en consecuencia el rendimiento de las carteras incrementa su sensibilidad ante el mercado.

En el caso del período muestral analizado, con cierta tendencia alcista, la variación de la beta de un momento a otro presenta una relación positiva con el rendimiento de la cartera de mercado. Así en fases alcistas del mercado, la beta se verá incrementada y en fases bajistas se verá disminuida. Esto podría explicar, la evidencia empírica mostrada en otros trabajos, referenciados en este trabajo, que muestran cómo la fase del mercado puede incidir sobre el riesgo sistemático. En consecuencia, al incrementarse de forma relativa la beta con relación a un mercado alcista de renta variable, se evidencia una relación creciente entre el rendimiento de las carteras simuladas y el del mercado.

En este sentido, a partir de los rendimientos de las carteras y del mercado, se analiza el efecto de la sincronización pasiva en la aplicación de medidas que evalúan la capacidad de sincronización activa de una cartera. Las medidas empleadas son la regresión cuadrática y el modelo de doble beta: una alcista y otra bajista. En ambos casos se muestra cómo el efecto de la sincronización pasiva puede motivar la existencia de un sesgo en la aplicación de la medida correspondiente. La intro-

ducción del término cuadrático en el modelo de mercado recoge el signo y dimensión de la relación entre el rendimiento de una cartera y la de mercado, siendo en este caso, para la totalidad de las carteras evaluadas, de signo positivo. Un resultado con signo positivo en el término cuadrático sería interpretado como la evidencia de una adecuada capacidad de sincronización activa de los gestores de la cartera evaluada, con respecto al mercado. Sin embargo, este resultado se produce artificialmente, puesto que las carteras analizadas no han estado activamente gestionadas, sino que responden a una estrategia de gestión pasiva consistente en comprar y mantener. Por tanto, es importante destacar que la existencia de sincronización pasiva, a partir del modelo de beta dinámica propuesto en este trabajo, puede generar artificialmente la evidencia de sincronización activa.

Al igual que en otros trabajos, que han empleado estas medidas de sincronización activa, se evidencia una relación negativa entre la capacidad de selección de activos individuales y la sincronización activa. Sin embargo, en este caso este resultado es puramente artificial, dado que las carteras evaluadas no han estado gestionadas activamente y por tanto no puede existir un efecto sustitución entre ambas capacidades. Tal como se hace referencia en este trabajo, existen otros estudios que desde otros enfoques han intentado proporcionar motivos que expliquen cómo esta relación negativa se produce de forma artificial. Una de las posibles causas, indicadas en estos estudios, es la posible existencia de relaciones no lineales entre los rendimientos de las carteras y el mercado. En este caso, y para el modelo de beta dinámica propuesto en el presente trabajo, se muestra una pérdida de linealidad de la relación entre los rendimientos de una cartera y del mercado cuando estos últimos presentan una mayor amplitud.

En consecuencia, es importante considerar el modelo de beta dinámica planteado, con el objeto de establecer carteras de referencia adecuadas para la evaluación o *performance* de carteras institucionalmente gestionadas, como es el caso de los fondos de inversión. En este sentido, sería conveniente incorporar el efecto de la sincronización pasiva para discriminar entre aquellas variaciones de la beta que son atribuibles a la sincronización activa, de aquellas otras que no lo son.

También es especialmente relevante este efecto en referencia a una posible ordenación jerárquica de la cartera evaluada. En efecto, si como criterio de clasificación se emplea la composición de la cartera, un cambio en la ponderación de los activos que la integran y en ausencia de reajuste, puede causar un cambio en el grupo de pertenencia. En el caso de un fondo de inversión, al cambiar de grupo de referencia, éste puede alterar su posición en una ordenación jerárquica establecida en función de la *performance* alcanzada y el tipo de fondo.

Por último, extensiones de este trabajo pueden incluir la presencia de un mayor número de activos en el modelo de beta dinámica propuesto. De esta forma, por ejemplo, se puede concretar este modelo a la gestión de los fondos de inversión, contemplando aquellas clases de activos en las que éstos pueden invertir, con el objeto de establecer carteras de referencia adecuadas en la evaluación de sus resultados. Otra posible extensión de trabajo puede comprender un análisis conjunto del efecto de la sincronización pasiva en la gestión de carteras, que incluya tanto el modelo de beta dinámica de una cartera de gestión pasiva, propuesto en este trabajo, como la variabilidad del riesgo sistemático de los activos individuales.

**BIBLIOGRAFÍA**

- ADMATI, A. y ROSS, S. (1985): «Measuring investment performance in a rational expectation equilibrium model», *Journal of Business*, 58, 1-26.
- ALEXANDER, G. y BENSON, P. (1982): «More on beta as a random coefficient», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, marzo, 27-36.
- ALEXANDER, G. y CHERVANY, N. (1980): «On the estimation and stability of beta», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15, 123-137.
- BELLO, Z. y JANJIGIAN, V. (1997): «A reexamination of the market-timing and security-selection performance of mutual funds», *Financial Analysts Journal*, septiembre-octubre, vol. 53, 5, 24-30.
- BHARDWAJ, R. y BROOKS, L. (1993): «Dual betas from bull and bear markets: Reversal of the size effect», *The Journal of Financial Research*, 16, 269-283.
- BHATTACHARYA, S. y PFLEIDERER, P. (1983): «A note on performance evaluation», *Technical Report*, 714, Stanford University.
- BLACK, A.; FRASER, P. y POWER, D. (1992): «UK unit trust performance 1980-1989: A passive time-varying approach», *Journal of Banking and Finance*, 16, 1.015-1.033.
- BLUME, M. (1975): «Betas and their regression tendencies», *Journal of Finance*, junio, 785-795.
- BOLLERSLEV, T.; CHOU, R. y KROENER, K. (1992): «ARCH modeling in Finance: A review of the theory and empirical evidence», *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- BOS, T. y NEWBOLD, P. (1984): «An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model», *Journal of Business*, 57, enero, 35-41.
- BROCATO, J. y CHANDY, P. (1994): «Does market timing really work in the real world», *The Journal of Portfolio Management*, invierno, 39-45.
- CARHART, M. (1997): «On persistence in mutual fund performance», *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- COGGIN, D.; FABOZZI, F. y RAHMAN, S. (1993): «The investment performance of US equity pension fund managers: An empirical investigation», *The Journal of Finance*, vol. 48, 3, julio, 1.039-1.055.
- CONNOR, G. y KORAJCZYK, R. (1991): «The attributes, behavior, and performance of US mutual funds», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1, 5-26.
- CHAN, K. y CHEN, N. (1988): «An unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk», *Journal of Finance*, 43, 309-325.
- CHANG, E. y LEWELLEN, W. (1984): «Market timing and mutual fund investment performance», *Journal of Business*, vol. 57, 1, 57-72.
- CHEN, C.; LEE, C.; RAHMAN, S. y CHAN, A. (1992): «A cross-sectional analysis of mutual funds, market timing and security selection skill», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 19, 5, 659-676.
- CHEN, R. y STOCKUM, S. (1986): «Selectivity, market timing, and random beta behavior of mutual funds: a generalized model», *The Journal of Financial Research*, vol. 9, 1, primavera, 87-96.
- DILTZ, J. y LOCKWOOD, L. (1990): «Model misspecification and bias in the evaluation of the macroforecasting performance of portfolio managers», *Quarterly Journal of Business and Economics*, vol. 29, 1, 43-56.

- DYBVIK, P. y ROSS, S. (1985): «Differential information and performance measurement using a Security Market Line», *Journal of Finance*, 40, 383-399.
- ELTON, GRUBER, DAS y HLAVKA (1993): «Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios», *Review of Financial Studies*, vol. 6, 1, 1-22.
- ENGLE, R. (1982): «Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, 50, 987-1.007.
- EZQUIAGA, I. y KNOP, R. (1994): «Los índices de renta fija y su utilización en la gestión de carteras: Los índices AFI», *Análisis Financiero*, 62, 22-37.
- FABOZZI, F. y FRANCIS, J. (1978): «Beta as a random coefficient», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, marzo, 101-116.
- FAFF, R. y BROOKS, R. (1997): «Further evidence on the relationship between beta stability and the length of estimation period», *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, 4, 97-133.
- FAFF, R. y BROOKS, R. (1998): «Time-varying beta risk for Australian industry portfolios: An exploratory analysis», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 25, 5/6, junio/julio, 721-745.
- FERSON, W. y HARVEY, C. (1991): «The variation of economic risk premiums», *Journal of Political Economy*, vol. 99, 2, 385-415.
- FERSON, W. y SCHADT, R. (1996): «Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions», *Journal of Finance*, 51, 425-461.
- GOETZMANN W. y INGERSOLL J. (1998): «Monthly measurement of daily timer», w.p. Yale School of Management, New Haven.
- GRAHAM, J. y HARVEY, C. (1996): «Market timing ability and volatility implied in investment newsletters asset allocation recommendations», *Journal of Financial Economics*, 42, 397-421.
- GRINBLATT, M. y TITMAN, S. (1989a): «Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings», *Journal of Business*, 62, 393-416.
- GRINBLATT, M. y TITMAN, S. (1989b): «Portfolio performance evaluation: Old issues and new insights», *Review of Financial Studies*, 2, 393-421.
- HANSEN, L. (1982): «Large sample properties of generalized method of moments estimators», *Econometrica*, 50, 1.029-1.054.
- HAYS, P. y UPTON, D. (1986): «A shifting regimes approach to the stationarity of the market model parameters of individual securities», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21, septiembre, 307-321.
- HENRIKSSON, R. (1984): «Market timing and mutual fund performance: An empirical Investigation», *Journal of Business*, vol. 57, 1, 73-96.
- HENRIKSSON, R. y MERTON, R. (1981): «On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills», *Journal of Business*, vol. 54, 4, 513-533.
- HENTSCHL, L. (1995): «All in the family Nesting symmetric and asymmetric GARCH models», *Journal of Financial Economics*, 39, 71-104.
- HSIEH, D. (1983): «A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator for time series regressions», *Journal of Econometrics*, 22, 281-290.
- JAGANNATHAN R. y KORAJCZYK, R. (1986): «Assessing the market timing performance of managed portfolios», *Journal of Business*, vol. 59, 2, 217-235.

- JAGANNATHAN, R. y WANG, Z. (1996): «The Conditional CAPM and the cross-section of expected returns», *Journal of Finance*, 51, 3-53.
- JENSEN, M. (1968): «The performance of mutual funds in the period 1945-1964», *Journal of Finance*, mayo, 389-415.
- JENSEN, M. (1972): «Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment portfolio performance», *Mathematical Methods in Investment and Finance*, in G. Szego and K. Shell (eds.), North Holland, Amsterdam.
- KON, S. y JEN, F. (1978): «Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolios: An application of switching regression», *The Journal of Finance*, vol. 33, 2, mayo, 457-475.
- KON, S. y LAU, P. (1979): «Specification tests for portfolio regression parameter stationarity and the implications for empirical research», *The Journal of Finance*, vol. 34, 2, mayo, 451-472.
- KRYZANOWSKI, L.; LALANCETTE, S. y CHAU TO, M. (1997): «Performance attribution using an APT with prespecified macrofactors and time-varying risk premia and betas», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 32, 2, 205-224.
- LEHMANN, B. y MODEST, D. (1987): «Mutual fund performance evaluation: A comparison of benchmarks and benchmark comparisons», *The Journal of Finance*, vol. 42, 2, junio, 233-265.
- LEVY, R. (1971). «On the short term stationarity of beta coefficients», *Financial Analyst Journal*, noviembre-diciembre, 55-62.
- LINTNER, J. (1965): «The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets», *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, 1, febrero, 13-37.
- MERTON, R. (1981): «On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts», *Journal of Business*, vol. 54, 3, 363-406.
- MOSSIN, J. (1966): «Equilibrium in a capital asset market», *Econometrica*, vol. 34, 4, octubre, 768-783.
- NELSON, D. (1991): «Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach», *Econometrica*, 59, 347-370.
- RUSSELL, G.; IMPSON, M. y KARAFIATH, I. (1994): «An empirical investigation of beta stability: Portfolios vs. individual securities», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 21, 6, septiembre, 909-916.
- SHARPE, W. (1964): «Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk», *Journal of Finance*, vol. 19, 3, septiembre, 425-442.
- SHARPE, W. (1966): «Mutual fund performance», *Journal of Business*, enero, 119-138.
- SHARPE, W. (1992): «Asset allocation: Management style and performance measurement», *The Journal of Portfolio Management*, invierno, 7-19.
- SUNDER, S. (1980): «Stationarity of market risk: Random coefficient tests for individual stocks», *Journal of Finance*, 35, septiembre, 883-896.
- TREYNOR, J. y MAZUY, M. (1966): «Can mutual funds outguess the market?», *Harvard Business Review*, 44, 131-136.
- WELLS, C. (1994): «Variable betas on the Stockholm exchange 1971-1989», *Applied Financial Economics*, vol. 4, 75-92.
- WHITE, H. (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 48, 817-838.