

CONVERGENCIA ESTRATÉGICA EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA DE FONDOS DE INVERSIÓN*

*Luis Ferruz, José Luis Sarto y Luis Vicente***

RESUMEN

Por medio de la medida de Lakonishok *et al* (1992), el artículo aporta evidencia empírica de la convergencia en la asignación estratégica de activos realizada por los fondos españoles de renta variable nacional desde julio de 1997 a junio de 2002. Dicho fenómeno es detectado con mayor intensidad al considerar variaciones estratégicas de más relevancia.

El estudio también pone de manifiesto una convergencia estratégica intertemporal realmente fuerte entre los fondos gestionados por las entidades financieras españolas más grandes, lo que demuestra que el tamaño de la sociedad gestora es un mecanismo significativo a la hora de explicar dicho fenómeno.

ABSTRACT

By using Lakonishok *et al* (1992) measure, this work provides empirical evidence of herding behaviour in strategic assets allocated by Spanish funds investing in domestic equities from July 1997 to June 2002. This phenomenon is found with more significance when considering more important strategic variations.

This study also finds evidence of significant intertemporal herding in those funds

* *Palabras clave:* fondos de inversión, estilos estratégicos, convergencia, medida de Lakonishok. *Clasificación JEL:* G11. Artículo recibido el 24 de enero y aceptado el 13 de noviembre de 2007.

** L. Ferruz y J. L. Sarto son profesores titulares de finanzas, y L. Vicente es profesor ayudante de finanzas, Departamento de Contabilidad y Finanzas, Facultad de CCEE y Empresariales de la Universidad de Zaragoza (correos electrónicos: lferruz@unizar.es, jlsarto@unizar.es y lavicent@unizar.es).

managed by the largest Spanish fund management companies, proving that the size of the management company is a significant mechanism of this phenomenon.

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es analizar la posible convergencia estratégica desarrollada por los fondos de inversión españoles, pivotando como eje angular la contrastada medida de Lakonishok *et al* (1992) e introduciendo innovaciones originales en dicha metodología para contrastar dicho fenómeno. Por un lado, el planteamiento de esta pregunta está justificado académicamente por la carencia de pruebas internacionales de dicho fenómeno en los estilos estratégicos asignados por los fondos de inversión. Por otro lado, la gran relevancia económica y social que los fondos de inversión tienen en la industria financiera internacional, y en concreto en el mercado español, justifican este tipo de estudios.

En la actualidad los 5.7 billones de euros gestionados por cerca de 30 mil fondos de inversión en Europa constatan que estos instrumentos financieros se han constituido como uno de los fenómenos más significativos en los mercados financieros europeos, experimentando un considerable proceso de crecimiento y consolidación en las industrias de inversión colectiva de dichos países. En este sentido, el caso español merece particular atención con un proceso de crecimiento desde los años noventa caracterizado por un gran dinamismo en la evolución de las principales magnitudes económicas y sociales que definen el mercado español de fondos. Con un incremento en términos absolutos de 250 mil millones de euros y más de 8 millones de inversionistas desde 1990 hasta la actualidad, los fondos de inversión españoles se han constituido como una de las industrias de inversión colectiva más dinámicas de toda Europa. Los más de 2 700 fondos de inversión comercializados en España sitúan a este mercado como el tercero en importancia en Europa desde la perspectiva de la oferta, con un peso económico equivalente a 30% del producto interno bruto español.

En este contexto de relevancia económica y social del mercado español de fondos de inversión, las decisiones de gestión tomadas por las sociedades responsables de la administración de estos patrimonios colectivos tienen importantes consecuencias no sólo en términos de eficiencia económica y financiera, sino en términos de eficiencia social por los más de 9 millones de partícipes que en España confían su dinero en estos instrumentos de inver-

sión colectiva, en que más de 70% de dicha inversión procede de inversionistas particulares. Una gestión eficiente de los patrimonios administrados por estas sociedades gestoras se trasladará a mayor eficiencia financiera que revertirá en incrementos de la renta disponible, lo que posibilita mayor eficiencia en términos sociales.

A tenor de esta trascendencia social de la gestión financiera de los fondos de inversión resulta necesario profundizar en la gestión estratégica de dichos fondos. Sharpe (1992) define esta asignación estratégica como la distribución de la cartera del fondo entre las diferentes clases básicas de activos financieros. Esta asignación estratégica queda evidenciada como una de las fases más importantes en la gestión de una cartera desde los trabajos precursores de Jensen (1968) y Fama (1972).

Brinson *et al* (1986, 1991) evidencian para el mercado estadounidense que la asignación en activos estratégicos explica más de 90% de la variabilidad de las rentabilidades de las carteras colectivas, relegando a un segundo plano la denominada gestión activa de dichos patrimonios colectivos. Estos resultados han sido objeto de una fuerte controversia durante el decenio de los noventa, en la que sobresalen entre otros ejemplos los estudios de Stevens *et al* (1999), Jahnke (1997) y Hensel *et al* (1991). Recientemente Ibbotson y Kaplan (2000) aportan nueva evidencia en favor de la gran relevancia que el estilo estratégico de gestión tiene en los resultados finales de los fondos de inversión.

Nuestro artículo contrasta si dichas asignaciones estratégicas siguen pautas independientes en función de las diferentes expectativas generadas por las sociedades gestoras o bien están caracterizadas por procesos más similares de lo que cabría esperar. Trabajos recientes como Bikhchandani y Sharma (2001) y Hirshleifer y Teoh (2003) hacen una revisión extensa de la convergencia en los comportamientos en los mercados financieros, definiendo este comportamiento imitador como las actitudes semejantes realizadas por los individuos.

Existe una amplia bibliografía empírica del fenómeno imitador en las decisiones de compra y venta de inversionistas institucionales desde que Friend *et al* (1970) aportaran la primera prueba de fondos de inversión imitando significativamente las decisiones de inversión previamente realizadas por fondos gestionados con éxito. La medida propuesta por Lakonishok *et al* (1992) es el instrumento más empleado en la actualidad para detectar esa convergencia en las decisiones de inversión realizadas por carteras colectivas.

No obstante, a pesar de que la bibliografía financiera internacional ha asimilado la propuesta de Lakonishok *et al* (1992), que es un indicador de la imitación entre los gestores de fondos de inversión (*herding behaviour*), esta medida cuantifica una convergencia en las órdenes de compra o venta de los activos financieros, que puede explicarse bien por un fenómeno de carácter imitador o de otra naturaleza. Tal y como lo recogen Bikhchandani y Sharma (2001), un proceso de imitación entre los gestores de fondos de inversión ha de conllevar a una convergencia en las órdenes de compra o venta, pero dicha relación no tiene porque producirse siempre a la inversa.

Entre los trabajos que aplican dicha medida destacamos aquellos de Grinblatt *et al* (1995) y Wermers (1999) para el mercado estadounidense, y los más recientes de Kim y Wei (2002) y Choe *et al* (1999) para la bolsa de valores coreana; Borensztein y Gelos (2003) para fondos de inversión en mercados emergentes; Lobao y Serra (2006) para fondos portugueses; Oehler (1998) y Walter y Weber (2006) para fondos alemanes; Zhangpeng y Rahman (2005) para una muestra de fondos chinos; Voronkova y Bohl (2005) para fondos de pensiones polacos, y Wylie (2005) para una muestra de fondos de inversión británicos.

Con carácter general estos trabajos analizan las decisiones de compra-venta de acciones específicas que forman parte de las carteras de los fondos, distinguiendo las características de las acciones o la vocación inversora de la gestión desarrollada. Sin embargo, y dado lo que nos es conocido, no existe pruebas que contrasten el denominado fenómeno imitador en las asignaciones que los fondos realizan de acuerdo con sus estilos estratégicos en sentido de Sharpe (1992), y cuya metodología está avalada entre otros trabajos por De Roon *et al* (2004). En ese sentido, nuestro artículo pone de manifiesto la importante convergencia en las variaciones de estilos estratégicos asignados por los fondos de inversión españoles de renta variable nacional.

El artículo se organiza de la siguiente manera. La sección I describe el modelo propuesto por Sharpe (1992) para identificar las asignaciones estratégicas de los fondos españoles y la medida de Lakonishok *et al* (1992) para contrastar la convergencia de dicha gestión estratégica. La sección II describe los datos utilizados y el periodo de estudio. La sección III proporciona los resultados empíricos del estudio. Por último, se comenta las principales conclusiones encontradas en el trabajo.

I. METODOLOGÍA

1. Identificación de los estilos estratégicos de gestión

De acuerdo con el enfoque de Sharpe (1992), los estilos estratégicos de inversión de una cartera pueden obtenerse a partir de las rentabilidades históricas de un conjunto de k índices representativos de los diferentes tipos de activos estratégicos que pueden formar parte del estilo de inversión de dicha cartera.

$$r_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{1t} + \dots + \alpha_j R_{jt} + \dots + \alpha_k R_{kt} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

en que r_{it} es la rentabilidad del fondo i en el mes t ; R_{jt} es la rentabilidad del índice de referencia que representa al activo estratégico j en el mes t ; α_j representa la ponderación del activo estratégico j , y ϵ_{it} denota la rentabilidad residual del fondo que no es explicada por el estilo estratégico de la cartera.

Con base en el enfoque de De Roon *et al* (2004) y Harri y Brorsen (2004), la expresión (1) incluye una constante α_0 para obtener un estimador de la rentabilidad que la gestión activa añade al mero seguimiento pasivo de la cartera representativa del estilo estratégico de gestión.

La optimación de este modelo se obtiene a partir de la minimización de la varianza residual, sujeta a las restricciones de invertir 100% de la cartera y de no admitir posiciones cortas en los activos estratégicos. Este modelo restringido o “versión fuerte” de la propuesta de Sharpe (1992) tiene sentido cuando se aplica a los fondos incluidos en nuestra muestra de estudio, los cuales cumplen con ambas restricciones.¹

$$\min_i \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}^2 = \min_t \sum_{j=1}^k (\alpha_j R_{jt} - \alpha_0)^2 \quad (2)$$

sujeto a

$$\sum_{j=1}^k \alpha_j = 1 \quad \alpha_j \geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

De acuerdo con Sharpe (1992) el modelo ofrece resultados significativos y satisfactorios si los activos estratégicos incluidos en el modelo son exclusivos, extensos y ofrecen rendimientos diferenciados. En este sentido, Lobos-

¹ La reglamentación de los fondos de inversión domiciliados en España prohíbe expresamente la toma de posiciones cortas en activos financieros, salvo en determinadas circunstancias de cobertura de riesgo perfectamente delimitadas.

co y DiBartolomeo (1997) indican que la precisión y el uso informativo de los resultados obtenidos como consecuencia de este modelo no son mejores por el hecho de añadir activos estratégicos adicionales. Buetow *et al* (2000) también alertan respecto al riesgo de resultados distorsionados ante problemas de linealidad entre los índices representativos de los activos estratégicos.

Para cada fondo incluido en la muestra de estudio, el modelo restringido se aplicará a ventanas móviles de 36 meses, de manera que comparando las obtenidas en dos ventanas temporales consecutivas obtenemos la variación mensual de la asignación que el fondo realiza en los k activos estratégicos incluidos en el modelo (1).

2. *Análisis de la convergencia en las asignaciones estratégicas*

A partir de las ponderaciones estratégicas $w_{i,j}$ obtenidas al resolver la expresión (2), examinamos la posible convergencia en estas asignaciones. Dicho fenómeno es identificado como la tendencia simultánea de los gestores de fondos de inversión a incrementar (reducir) la ponderación en la cartera de un activo estratégico j . Un fondo i será comprador o vendedor en el activo estratégico j si:

$$\begin{aligned} i, j \text{ II} > i, j \text{ I} & \text{ (comprador)} \\ i, j \text{ II} < i, j \text{ I} & \text{ (vendedor)} \end{aligned} \quad (4)$$

en que $i, j \text{ I}$ y $i, j \text{ II}$ representan las asignaciones del fondo i en el activo j correspondientes a los periodos consecutivos de 36 meses I y II, respectivamente.² De manera que podremos diferenciar entre fondos con comportamiento comprador (vendedor) en el activo estratégico j , siempre que $i, j \text{ II}$ sea mayor (menor) que $i, j \text{ I}$.

Observado el comportamiento del conjunto de fondos analizados en cada periodo de estudio, el siguiente paso se centra en determinar el porcentaje de fondos que muestran el mismo comportamiento, en cada uno de los k activos estratégicos incluidos en el modelo. La medida propuesta por Lakonishok *et al* (1992) compara la tendencia media del conjunto de gestores de carteras que aumentan (disminuyen) la asignación en el activo j , respecto

² Para obtener la variación mensual en el activo estratégico j , y de acuerdo con la metodología de ventanas móviles empleada, el periodo I comprenderá desde el mes $t - 1$ hasta el mes $t - 36$, mientras que el periodo II comprenderá desde el mes $t - 2$ hasta el mes $t - 37$.

al valor esperado si los gestores de fondos compraran/vendieran de manera independiente. La expresión de dicha medida es la siguiente:

$$H(j, t) = |p(j, t) - p(t)| \cdot AF(j, t) \quad (5)$$

en que

$$p(j, t) = \frac{B(j, t)}{B(j, t) + S(j, t)} \quad (6)$$

$$p(t) = \frac{\sum_{j=1}^k B(j, t)}{\sum_{j=1}^k B(j, t) + \sum_{j=1}^k S(j, t)} \quad (7)$$

en que $H(j, t)$ mide la convergencia compradora o vendedora en el periodo t para el activo j ; $B(j, t)$ y $S(j, t)$ indican respectivamente el número de fondos compradores y vendedores en el activo j durante el periodo t según una distribución binomial de parámetro $p(t)$; $p(j, t)$ es el porcentaje de fondos compradores en el activo estratégico j en el periodo t ; $p(t)$ representa el promedio de $p(j, t)$ de los k activos estratégicos, y $AF(j, t)$ es el factor de ajuste. Tal que, dicho factor de ajuste:

$$AF(j, t) = E[|p(j, t) - p(t)|] \quad (8)$$

Este factor de ajuste es el valor esperado referido a la hipótesis nula de ausencia de comportamiento convergente. Pero, si $H(j, t)$ es positivo, entonces $|p(j, t) - p(t)|$ es más alto que el factor de ajuste y, por tanto, puede afirmarse que los gestores de fondos no están presentando un comportamiento independiente.

No obstante, Bikhchandani y Sharma (2001) mencionan dos mejoras potenciales en la medida de Lakonishok: i) esta medida se centra únicamente en el número de compradores o vendedores del conjunto del mercado y no se detiene a considerar la intensidad o amplitud de esa compra o venta, y ii) la medida de Lakonishok no permite identificar pautas de comportamiento intertemporal, ya que dicho indicador sólo identifica el comportamiento comprador-vendedor de los gestores en un activo j en un determinado momento t . En definitiva, la propuesta de Lakonishok permitiría contrastar la persistencia del fenómeno durante el tiempo, pero no si está causada por los mismos fondos.

Nuestro artículo propone dos metodologías que complementan dicha medida y permiten resolver ambas limitaciones. En primer lugar, incluimos una restricción añadida a la hora de establecer si un determinado fondo i ha sido comprador (vendedor) en el activo estratégico j , imponiendo una tasa mínima r de incremento (disminución) en la variación de ese activo estratégico de acuerdo con la expresión (9). De esta manera, podemos cuantificar la intensidad del denominado fenómeno imitador, puesto que sólo tenemos en cuenta cambios de cierta magnitud en dichos activos estratégicos.

$$\begin{aligned} i, j \text{ II} &= (1 - r) i, j \text{ I} \quad (\text{comprador}) \\ (1 - r) i, j \text{ II} &= i, j \text{ I} \quad (\text{vendedor}) \end{aligned} \quad (9)$$

En segundo lugar, para comprobar la convergencia a lo largo del tiempo de un fondo i en sus asignaciones estratégicas en el activo j , proponemos $N - 1$ regresiones lineales simples a aplicar a cada fondo i de acuerdo con la expresión (10), en la que N es el número total de fondos incluidos en la muestra.

$$n_{j,t} = b_{ni} + e_{nj,t} \quad t = 1, \dots, T \quad n = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-1} i \quad (10)$$

en que $n_{j,t}$ es el cambio en la asignación del fondo n en el activo estratégico j durante el periodo t ; $e_{nj,t}$ es el término residual de la regresión; b_{ni} representa la pendiente de la regresión.

Esta pendiente permite analizar posibles cambios simultáneos y similares en el activo estratégico j asignados por los fondos i y n durante los T periodos del horizonte de estudio. Si b_{ni} es positivo y estadísticamente significativo, hay pruebas de un comportamiento común intertemporal entre las variaciones estratégicas asignadas por los fondos i y n .

El número de casos con pendientes positivas y estadísticamente significativas en las $N - 1$ regresiones por aplicar a cada fondo i cuantifica la solidez de un comportamiento estratégico convergente del fondo i con el resto de fondos de la muestra de estudio para el horizonte temporal considerado. De esta manera, nuestra propuesta permite identificar a los fondos concretos que tienen una gestión estratégica significativamente similar a lo largo del periodo analizado. Identificación que nos permitirá establecer más adelante algunas de las características de dichos fondos que puedan explicar esa convergencia estratégica.

II. DATOS

La base de datos está formada por la rentabilidad mensual de todos los fondos de inversión españoles de renta variable nacional desde julio de 1994 hasta junio de 2002.³ Todos los fondos incluidos debieron tener un periodo de vida mínimo de 36 meses para aplicar con significación estadística el análisis de estilos estratégicos de Sharpe (1992), expresiones (2) y (3).

CUADRO 1. *Magnitudes descriptivas de la muestra de estudio*

	30-VI-1994	30-VI-2002
Número de fondos de inversión	91	224
Patrimonio gestionado (millones de euros)	1 992	10 007
Número de inversores	141 726	514 107
Patrimonio medio por fondo (millones de euros)	22	45
Número medio de inversores por fondo	1 557	2 306

FUENTE: Comisión Nacional del Mercado de Valores.

A partir de los rendimientos mensuales de dichos fondos, y aplicando la propuesta de Sharpe (1992), obtenemos las variaciones en los diferentes estilos estratégicos asignados por los fondos españoles de renta variable nacional.

La evidente vocación inversora hacia acciones españolas de los fondos incluidos en nuestra muestra de estudio nos ayudará a definir con claridad y precisión el universo inicial de activos estratégicos a incluir en la expresión (1), satisfaciendo las condiciones de exclusividad, exhaustividad e independencia impuestas por Sharpe (1992).

Esta propuesta inicial de activos estratégicos incluye renta variable española, europea y estadounidense; deuda pública española a corto y largo plazos, y finalmente liquidez. La no consideración de otros activos estratégicos se debe a la relevancia residual de los mismos en las carteras de los fondos incluidos en el estudio.

Sin embargo, los índices de referencia representativos de estos activos estratégicos inicialmente considerados presentan en la mayoría de los casos una linealidad significativa, y no satisfacen el tercer requisito de independencia exigido a los activos por incluir en el modelo. Considerando los límites de inversión establecidos por la Comisión Nacional del Mercado de

³ Si bien el horizonte temporal de las rentabilidades mensuales de los fondos comprende desde julio de 1994 hasta junio de 2002, la aplicación del análisis de estilos de Sharpe (1992) en ventanas móviles de 36 meses implica que los estilos estratégicos obtenidos vayan desde julio de 1997 hasta junio de 2002.

Valores y el significativo fenómeno de linealidad detectado, el modelo que mejores resultados proporciona es el que considera como activos estratégicos las acciones españolas de valor, las acciones españolas de crecimiento y la inversión en liquidez.⁴ Los índices representativos de estos activos estratégicos son los siguientes: i) *MSCI Spain Value Gross Total Return Index*, para representar la inversión en acciones españolas de valor (fuente: Morgan Stanley Capital International); ii) *MSCI Spain Growth Gross Total Return Index*, representa la inversión en acciones españolas de crecimiento (fuente: Morgan Stanley Capital International); iii) *Repos* a un día de Letras del tesoro, representando la inversión en liquidez (fuente: Banco de España).

La minimización restringida de la varianza residual del modelo (11) para ventanas móviles de 36 meses nos facilitará la asignación estratégica que los fondos realizan en las acciones españolas de valor, en las acciones españolas de crecimiento y en los activos representativos de liquidez.

$$r_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{valor,t} + \alpha_2 R_{crecimiento,t} + \alpha_3 R_{liquidez,t} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

Esta propuesta no presenta problemas significativos de linealidad, y obtiene un modelo (11) exclusivo, extenso e independiente, como así lo constata la aplicación de la prueba de Lobosco y DiBartolomeo (1997), lo que proporciona significación estadística al 5 de 94% de las obtenidas para los 224 fondos de inversión analizados, con un R^2 ajustado medio superior al 80%. Las variaciones de estas asignaciones estratégicas obtenidas a partir de la aplicación del modelo en ventanas móviles de 36 meses se constituirán como los datos en los que se debe contrastar el fenómeno imitador de los fondos de inversión.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

La aplicación de la medida de Lakonishok a las variaciones mensuales de las asignaciones estratégicas en acciones de valor, acciones de crecimiento y liquidez pone de manifiesto una importante convergencia agregada (13.26%), magnitud relevante en todos los años y activos estratégicos considerados, con una mayor incidencia en las reducciones de dichas asignaciones estratégicas (15.20%) frente a los incrementos de las mismas (12.24%), tal y como queda reflejado en el cuadro 2.

⁴ Los resultados específicos de estos análisis anteriores pueden ser solicitados a los autores.

CUADRO 2. *Resultados de la medida de Lakonishok*^a

(Porcentaje)

		Valor	Meses	Crecimiento	Meses	Liquidez	Meses	Total
1997 ^b	Comprador	11.22	2	8.84	4	3.01	4	6.98
	Vendedor	8.45	4	14.26	2	7.89	2	9.76
	Agregado	9.37		10.65		4.64		8.22
1998	Comprador	14.47	7	13.00	4	8.07	9	11.30
	Vendedor	11.63	5	17.38	8	14.69	3	15.08
	Agregado	13.29		15.92		9.73		12.98
1999	Comprador	22.78	7	6.96	6	6.90	5	13.09
	Vendedor	18.67	5	10.27	6	11.52	7	13.09
	Agregado	21.06		8.62		9.60		13.09
2000	Comprador	22.94	9	28.81	3	4.89	3	20.50
	Vendedor	14.26	3	13.96	9	13.38	9	13.75
	Agregado	20.77		17.67		11.26		16.57
2001	Comprador	7.86	8	18.85	7	3.57	6	10.30
	Vendedor	14.61	4	11.04	5	19.88	6	15.53
	Agregado	10.11		15.60		11.72		12.48
2002 ^b	Comprador	9.84	3	9.98	4	9.96	5	9.94
	Vendedor	34.27	3	11.73	2	9.93	1	22.70
	Agregado	22.05		10.56		9.96		14.19
1997-2002	Comprador	16.17	36	13.84	28	6.41	32	12.24
	Vendedor	16.22	24	13.55	32	16.22	28	15.20
	Agregado	16.19		13.68		9.92		13.26

^a La primera columna muestra el intervalo de tiempo en el que se consideran las variaciones estratégicas. Para cada activo estratégico (acciones españolas de valor, acciones españolas de crecimiento y liquidez) se indica el valor medio de la medida de Lakonishok de convergencia compradora y vendedora, al igual que en términos agregados, la magnitud de dicha convergencia y el número de meses en que se produce. La última columna muestra los resultados agregados de los tres activos estratégicos considerados.

^b En 1997 y 2002 el análisis sólo incluye seis meses debido al horizonte temporal de la base de datos.

Esta convergencia de comportamientos estratégicos es más relevante para las acciones españolas de valor que para las de crecimiento, tanto en sus incrementos como en sus disminuciones. Por otro lado, destaca el importante valor obtenido por la medida de Lakonishok en las disminuciones estratégicas de liquidez (16.22%) frente a los incrementos de dicho activo estratégico (6.41%).

El cuadro 3 presenta los resultados obtenidos por la medida de Lakonishok tras considerar una variación mensual mínima r de 1% en los activos estratégicos considerados de acuerdo con la expresión (9). En el cuadro 4 se

CUADRO 3. *Resultados de la medida de Lakonishok ante variaciones estratégicas >1 por ciento*

(Porcentaje)

		Valor	Meses	Crecimiento	Meses	Liquidez	Meses	Total
1997 ^a	Comprador	17.30	2	22.91	2	13.38	2	17.87
	Vendedor	23.65	2	10.52	3	8.08	3	12.89
	Agregado	20.48		15.48		10.20		15.02
1998	Comprador	16.88	7	19.63	3	16.26	7	17.11
	Vendedor	18.03	4	21.09	8	20.83	3	20.22
	Agregado	17.30		20.69		17.63		18.57
1999	Comprador	30.08	7	22.21	6	16.63	2	25.14
	Vendedor	27.00	4	14.29	5	20.60	9	20.27
	Agregado	28.96		18.61		19.88		22.48
2000	Comprador	31.80	9	32.83	3	8.84	3	27.41
	Vendedor	17.22	3	20.68	8	19.87	9	19.80
	Agregado	28.15		23.99		17.12		23.06
2001	Comprador	9.49	8	21.14	7	9.74	6	13.44
	Vendedor	17.08	4	19.02	5	22.59	6	19.93
	Agregado	12.02		20.26		16.17		16.15
2002 ^a	Comprador	13.74	3	17.57	3	26.10	2	18.26
	Vendedor	36.48	3	16.72	2	3.33	2	21.36
	Agregado	25.11		17.23		14.71		19.71
1997-2002	Comprador	21.29	36	22.38	24	14.14	22	19.69
	Vendedor	22.84	20	18.25	31	18.54	32	19.47
	Agregado	21.85		20.05		16.75		19.58

^a En 1997 y 2002, el análisis sólo incluye seis meses debido al horizonte temporal de la base de datos.

presenta de manera análoga los diferentes valores obtenidos por dicha medida exigiendo que r sea la desviación propia de dichas variaciones mensuales para cada uno de los tres activos estratégicos considerados, con objeto de discriminar de manera objetiva las variaciones que difieren de manera significativa respecto a su correspondiente media.⁵

Los resultados presentados en dichos cuadros no sólo corroboran la convergencia estratégica detectada anteriormente al aplicar la medida tradicio-

⁵ En este sentido, las medias de las variaciones estratégicas mensuales sólidamente calculadas a partir del estimador- M de Huber, el bponderado de Tukey, el estimador- M de Hampel y la onda de Andrews no son significativamente diferentes de 0, obteniendo una desviación característica de 2.239, 2.652 y 1.387% para las acciones españolas de valor, las acciones españolas de crecimiento y la liquidez, respectivamente.

CUADRO 4. *Resultados de la medida de Lakonishok ante variaciones estratégicas*

(Porcentaje)

		Valor	Meses	Crecimiento	Meses	Liquidez	Meses	Total
1997 ^a	Comprador	14.00	3	22.20	3	12.43	2	16.68
	Vendedor	19.99	3	17.97	2	10.18	3	15.81
	Agregado	17.00		20.51		11.08		16.24
1998	Comprador	16.92	7	23.05	3	16.28	8	17.66
	Vendedor	26.95	3	23.36	8	22.92	3	24.04
	Agregado	19.93		23.28		18.09		20.45
1999	Comprador	32.38	6	17.66	6	18.48	2	24.09
	Vendedor	29.75	5	12.60	4	22.03	6	22.09
	Agregado	31.18		15.64		21.14		23.05
2000	Comprador	37.97	8	43.43	3	10.43	3	33.24
	Vendedor	17.95	4	22.18	8	21.67	9	21.16
	Agregado	31.30		27.98		18.86		25.99
2001	Comprador	9.92	8	21.50	7	12.32	6	14.47
	Vendedor	21.73	3	23.16	5	23.37	6	22.94
	Agregado	13.14		22.19		17.85		17.86
2002 ^a	Comprador	15.37	3	16.27	3	20.61	3	17.42
	Vendedor	36.03	3	17.46	3	4.08	1	23.51
	Agregado	25.70		16.87		16.48		20.08
1997-2002	Comprador	22.40	35	22.85	25	14.96	24	20.41
	Vendedor	25.46	21	20.63	30	20.39	28	21.83
	Agregado	23.55		21.64		17.88		21.10

^a En 1997 y 2002 el análisis sólo incluye seis meses debido al horizonte temporal de la base de datos.

nal de Lakonishok *et al* (1992), sino que además ponen de manifiesto que la propuesta restringida de fondos compradores o vendedores en un determinado activo estratégico implica que la tendencia común estratégica sea superior, tal y como lo reflejan los valores de los cuadros 3 y 4 al compararlos con los presentados en el cuadro 2.

En definitiva, los resultados obtenidos ponen de manifiesto la intensidad de la convergencia estratégica es más relevante cuanto mayores son los cambios en los activos que configuran el estilo estratégico de gestión de los fondos de inversión españoles de renta variable nacional.⁶

⁶ La consideración de una variación mensual mínima de 2% confirma las conclusiones obtenidas a partir de la comparación de los cuadros 3 y 4. Dichos cálculos pueden ser solicitados a los autores.

CUADRO 5. Resultados de convergencia estratégica intertemporal^a

(Porcentaje)

Todos los fondos	Julio de 1997-junio de 2002			Julio de 1999-junio de 2002		
	valor	crecimiento	liquidez	valor	crecimiento	liquidez
Fondos con b_i positiva y significativa con: > 50% y < 75% de los fondos de la muestra Más de 75% de los fondos de la muestra	16.33	43.88	31.63	9.02	59.84	30.33
	0.00	0.00	0.00	0.00	1.64	0.00
Fondos de la gestoras más grandes ^b	Julio de 1997-junio de 2002			Julio de 1999-junio de 2002		
	valor	crecimiento	liquidez	valor	crecimiento	liquidez
Fondos con b_i positiva y significativa con: > 50% y < 75% de los fondos de la muestra Más de 75% de los fondos de la muestra	50.00	71.43	39.29	28.57	20.00	34.29
	0.00	10.71	0.00	0.00	71.43	0.00
Fondos de la gestoras más pequeñas ^c	Julio de 1997-junio de 2002			Julio de 1999-junio de 2002		
	valor	crecimiento	liquidez	valor	crecimiento	liquidez
Fondos con b_i positiva y significativa con: > 50% y < 75% de los fondos de la muestra Más de 75% de los fondos de la muestra	0.00	35.71	21.43	0.00	0.00	0.00
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

^a Se muestra el porcentaje de fondos que han obtenido una pendiente b_i positiva y significativa en más de 50% de las N 1 regresiones realizadas de acuerdo con la expresión (10). La significación de esta pendiente ha sido contrastada a partir de la covarianza de los estimadores de Newey y West (1987), congruente ante la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad de forma desconocida.

^b Hemos considerado los fondos gestionados por los diez grupos financieros más grandes en la industria española de fondos de inversión.

^c En este caso, hemos tomado los fondos gestionados por grupos financieros con un patrimonio inferior a 1% del total del patrimonio gestionado por el grupo financiero más grande.

Finalmente, se presentan los resultados al comparar los cambios estratégicos mensuales realizados por cada fondo durante el horizonte de estudio julio de 1997-junio de 2002 con las variaciones estratégicas del resto de fondos incluidos en la muestra de estudio. Complementariamente se ha contrastado dicha convergencia estratégica intertemporal para los últimos tres años, con objeto de poder comparar los resultados de diferentes periodos de análisis.

Para analizar la incidencia que la importante concentración de la industria española de fondos de inversión tiene sobre la gestión estratégica,⁷ se ha contrastado la intensidad de dicho fenómeno por separado entre los fondos administrados por las sociedades gestoras de mayor patrimonio y los gestionados por las sociedades con menor peso de mercado, identificando de esta manera si el tamaño del grupo financiero que gestiona el fondo es un mecanismo de significación en dicho fenómeno.

Los fondos gestionados por las sociedades financieras más importantes deberían contar con mayores recursos para procesar toda la información que reciben, por lo que dichos análisis deberían conducirlos a decisiones estratégicas muy similares, en función de la interpretación de las principales informaciones objetivas que reciben.

Por lo contrario, los grupos financieros pequeños con recursos residuales deberían realizar un análisis mucho menos extenso que sus grandes competidores, llegando a decisiones que deberían diferir en mayor medida que aquellos grupos financieros que controlan el mercado.

Con carácter general y con independencia del horizonte temporal considerado, los resultados mostrados en el cuadro 5 ponen de manifiesto una mayor convergencia estratégica intertemporal para las acciones españolas de crecimiento frente a la inversión estratégica en liquidez y acciones españolas de valor.

Esta prueba de una gestión intertemporal común es significativamente más importante en los fondos gestionados por las sociedades de mayor tamaño, prueba detectada en los dos horizontes temporales considerados y para los tres activos estratégicos incluidos en nuestro modelo de estilos, lo que destaca que más de 70% de los fondos estudiados presentan un comportamiento convergente en las variaciones estratégicas de acciones de crecimiento con más de 75% de los fondos restantes para el periodo julio de 1999-junio de 2002.

⁷ En la actualidad el patrimonio administrado por las diez sociedades gestoras de fondos de inversión más grandes de España suponen aproximadamente 70% de toda esta industria de inversión colectiva.

Este comportamiento convergente es particularmente significativo al considerar sólo los fondos gestionados por grupos financieros importantes, contrasta con la pobre prueba detectada cuando se consideran sólo los fondos gestionados por los grupos financieros españoles más pequeños.

CONCLUSIONES

Como apunta la bibliografía financiera, cuantificar la incidencia de la gestión estratégica en la eficiencia de una cartera es un tema controvertido. No obstante, la pruebas ponen de manifiesto que las asignaciones estratégicas de activos han resultado ser una de las decisiones de inversión más importantes en la gestión de una cartera colectiva. En este sentido, el comportamiento convergente en estas decisiones estratégicas de inversión es un relevante fenómeno por estudiar con importancia académica pero también económica y social como así lo constata la relevancia de la industria española de fondos de inversión y que afecta en último término a la función objetivo de la gestión financiera en el cumplimiento de la responsabilidad social de dicha gestión.

Aplicando la medida de Lakonishok *et al* (1992) a los fondos de inversión españoles de renta variable nacional, encontramos una importante convergencia en todos los activos estratégicos y para todo el horizonte temporal considerado (julio de 1997-junio de 2002), si bien dicho fenómeno es en particular significativo para las asignaciones estratégicas en acciones españolas de valor.

Cuando se exigen variaciones estratégicas mínimas para discernir comportamientos compradores o vendedores en un sentido más restrictivo, se observan comportamientos convergentes más acusados. Ello nos permite concluir que el fenómeno de convergencia es mayor cuanto mayor es la intensidad exigida a los movimientos estratégicos.

Por último, el estudio aporta evidencia empírica de que el tamaño del grupo financiero que gestiona el fondo es un factor que influye de manera significativa en este fenómeno convergente, detectando que las gestoras españolas más importantes siguen unas inversiones estratégicas muy similares a lo largo del tiempo, sobre todo en lo que se refiere a acciones españolas de crecimiento. Por otra parte, este fenómeno es escasamente detectado en los fondos gestionados por las entidades financieras más pequeñas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bikhchandani, S., y S. Sharma (2001), "Herd Behaviour in Financial Markets", IMF Staff Papers, vol. 47(3), pp. 279-310.
- Borensztein, E., y R. G. Gelos (2003), "A Panic-Prone Pack? The Behaviour of Emerging Market Mutual Funds", IMF Staff Papers, vol. 50(1), pp. 43-63.
- Brinson, G. P., L. R. Hood y G. L. Beebower (1986), "Determinants of Portfolio Performance", *Financial Analysts Journal*, vol. 42(4), pp. 38-44.
- , B. D. Singer y G. L. Beebower (1991), "Determinants of Portfolio Performance II: An Update", *Financial Analysts Journal*, vol. 47(3), pp. 40-48.
- Buetow, G. W., R. Johnson y D. Runkle (2000), "The Inconsistency of Return-Based Style Analysis", *Journal of Portfolio Management*, vol. 26(3), pp. 61-77.
- Choe, H., B. C. Kho y R. M. Stulz (1999), "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997", *Journal of Financial Economics*, vol. 54(2), pp. 227-264.
- De Roon, F., T. E. Nijman y J. R. Horst (2001), "Evaluating Style Analysis", *Journal of Empirical Finance*, vol. 11(1), pp. 29-53.
- Fama, E. F. (1972), "Components of Investment Performance", *Journal of Finance*, vol. 27(3), pp. 551-567.
- Friend, I., M. Blume y J. Crockett (1970), *Mutual Funds and Other Institutional Investors*, Nueva York, McGraw-Hill.
- Grinblatt, M., S. Titman y R. Wermers (1995), "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: a Study of Mutual Fund Behavior", *American Economic Review*, vol. 85(5), pp. 1088-1105.
- Harri, A., y W. Brorsen (2004), "Performance Persistence and the Source of Returns for Hedge Funds", *Applied Financial Economics*, vol. 14(2), pp. 131-141.
- Hensel, C. R., D. D. Ezra y J. H. Ilkiw (1991), "The Importance of the Asset Allocation Decision", *Financial Analysts Journal*, vol. 47(4), pp. 65-72.
- Hirshleifer, D., y S. H. Teoh (2003), "Herd Behaviour and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis", *European Financial Management*, vol. 9(1), pp. 25-66.
- Ibbotson, R. G., y P. D. Kaplan (2000), "Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, or 100 Percent of Performance?", *Financial Analysts Journal*, vol. 56(1), páginas 26-33.
- Jahnke, W. (1997), "The Asset Allocation Hoax", *Journal of Financial Planning*, febrero, pp. 109-113.
- Jensen, M. C. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64", *Journal of Finance*, vol. 23(2), pp. 389-416.
- Kim, W., y S. J. Wei (2002), "Offshore Investment Funds: Monsters in Emerging Markets", *Journal of Development Economics*, vol. 68(1), pp. 205-224.

- Lakonishok, J., A. Shleifer y R. W. Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, vol. 32(1), pp. 23-43.
- Lobao, J., y A. P. Serra (2006), "Herding Behavior: Evidence from Portuguese Mutual Funds", G. N. Gregoriou (comp.), *Diversification and Portfolio Management of Mutual Funds*, Palgrave-MacMillan.
- Lobosco, A., y D. DiBartolomeo (1997), "Approximating the Confidence Intervals for Sharpe Style Weights", *Financial Analysts Journal*, vol. 53(4), pp. 80-85.
- Newey, W. K., y K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55(3), pp. 703-708.
- Oehler, A. (1998), "Do Mutual Funds Specializing in German Stocks Herd?", *Finanzmarkt und Portfolio Management*, vol. 12 (4), pp. 452-465.
- Sharpe, W. F. (1992), "Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement", *Journal of Portfolio Management*, vol. 18, invierno, pp. 7-19.
- Stevens, D., R. Surz y M. Wimer (1999), "The Importance of Investment Policy", *Journal of Investing*, vol. 8(4), pp. 80-85.
- Voronkova, S., y M. T. Bohl (2005), "Institutional Traders' Behaviour in an Emerging Stock Market: Empirical Evidence on Polish Pension fund Investors", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 32, pp. 1537-1560.
- Walter, A., y F. M. Weber (2006), "Herding in the German Mutual Fund Industry", *European Financial Management*, vol. 12(3), pp. 375-406.
- Wermers, R. (1999), "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices", *Journal of Finance*, vol. 54(2), pp. 581-622.
- Wylie, S. (2005), "Fund Manager Herding: A Test of the Accuracy of Empirical Results Using UK data", *Journal of Business*, vol. 78(1), pp. 381-403.
- Zhangpeng, G., y S. Rahman (2005), "Style Analysis of Chinese Funds", *Applied Financial Economics Letters*, vol. 1(3), pp. 165-168.