

TIPO DE INTERÉS, RENTABILIDAD BURSÁTIL Y EFICIENCIA DEL MERCADO*

ANTONIO S. MARTÍN

JOSÉ L. CENDEJAS

Universidad Autónoma de Madrid

A partir de un simple modelo no lineal de dos estados [Van Strum (1927), Kairys (1993)] basado en la *dirección* del tipo de interés nominal, se construyen diversas estrategias activas de inversión dinámica en el índice de la Bolsa de Madrid, que generan rentabilidades mayores que las de la estrategia pasiva de *comprar y mantener* la cartera del mercado. Se confirma que, para procesar la información contenida en el tipo de interés, no son superiores modelos lineales más elaborados de regresión o de respuesta cualitativa. Finalmente, se examinan las consecuencias que sobre la hipótesis de eficiencia del mercado pueda tener el que cualquier inversor obtenga rentabilidades mayores que las del mercado basándose en información públicamente disponible.

Palabras clave: estrategias activas de inversión dinámica, modelos de dos estados, hipótesis de eficiencia del mercado.

Clasificación JEL: G11.

Bajo la hipótesis de expectativas racionales se acepta que el mercado bursátil es eficiente: toda información *relevante* y *gratuita* se verá reflejada completamente en los precios; por tanto, resultará imposible obtener sistemáticamente un beneficio económico positivo negociando activamente con información que sea públicamente conocida. Los estudios de regresión *lineal* que incluyen el tipo de interés nominal a corto plazo dentro del conjunto de información suelen enfatizar que su *nivel* puede utilizarse en la predicción de las rentabilidades del capital y que, aunque aparezcan ocasionalmente primas de riesgo *negativas*, éstas no serán significativamente distintas de cero [Campbell (1987), Ferson (1989)].

Nuestro objetivo en este trabajo es, precisamente, intentar predecir primas de riesgo que sean *negativas*, significativamente, para construir estrategias *activas* de inversión dinámica basadas en la *dirección* del tipo de interés, que generen des-

(*) Investigación financiada por la Fundación Caja de Madrid, beca Tipo 3, dedicada al sistema financiero, 1993-1994. Agradecemos los comentarios realizados por J. del Hoyo, A. García Ferrer, A. de Juan, G. Llorente, y R. Queralta a las versiones anteriores de este estudio.

pués de costes de transacción rentabilidades mayores y riesgos menores que los de la estrategia *pasiva* de comprar y mantener la cartera del mercado, y analizar en qué medida ello puede afectar a la *hipótesis de eficiencia del mercado*.

El método empleado se basa en la partición de la muestra en dos estados: flujo (*bullish*) y reflujo (*bearish*), según que se prediga *ex ante* una prima de riesgo (*RP*) positiva o negativa, respectivamente. Para ello, contrastaremos empíricamente dos tipos de modelos. Por un lado, una versión alternativa a la del modelo *no lineal* de Van Strum (1927) utilizada en Kairys (1993). Por otro, diversos modelos de regresión lineal y de respuesta cualitativa que puedan generar también predicciones *ex ante* un período hacia adelante.

En la aplicación al caso español del modelo de dos estados se constata que la dirección del cambio del tipo de interés es un indicador líder del rendimiento de las acciones durante gran parte del período muestral. Comprobamos, además, que resulta adecuado utilizar dicha variable *cualitativa* como medio para identificar períodos de fortaleza y debilidad en el mercado de capitales. Finalmente, proponemos una estrategia de inversión dinámica con la que los inversores puedan utilizar la información contenida en los movimientos del tipo de interés para predecir el rendimiento de las acciones.

1. DATOS

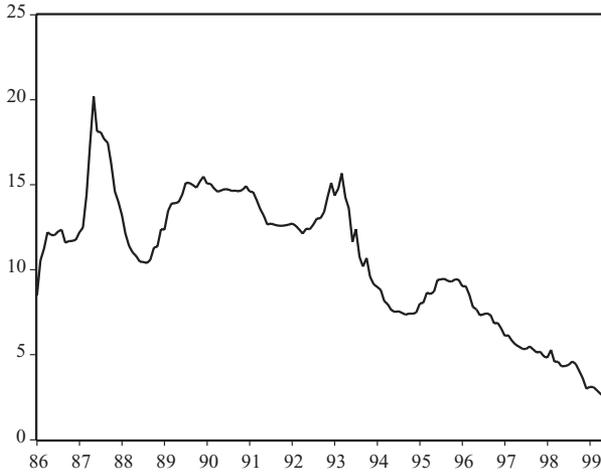
Hemos utilizado series históricas de la Dirección General de Planificación y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda. El gráfico 1 muestra las observaciones mensuales del tipo de interés mensual (tipo medio) del mercado interbancario de depósitos a un día (RF_t , *risk free*) para el período comprendido entre enero de 1986 y mayo de 1999. Hemos comprobado que la serie exhibe una importante correlación regular que llega a afectar a los retardos estacionales. Aún así están ausentes fluctuaciones propiamente estacionales, aparentemente eliminadas por el ajuste del Banco de España a la demanda estacional de crédito adicional.

El gráfico 2 muestra los datos mensuales de rentabilidades nominales a un mes compuestas continuamente, anualizadas y en porcentajes, construidos a partir del índice de la Bolsa de Madrid (MK_t) para el período comprendido entre febrero de 1986 y mayo de 1999. El mercado generó una rentabilidad no negativa en 96 períodos y negativa en 64. Se observan, no obstante, diferencias a lo largo de los distintos subperíodos. Así en el subperíodo 1991.08-1996.12, y más concretamente, dentro de éste, en el período 1993.06-1996.12, el porcentaje de rentabilidades positivas supera al de rentabilidades negativas. En el último período 1997.01-1999.05 esta abundancia de rentabilidades positivas es de casi tres a uno.

2. INVESTIGACIÓN EMPÍRICA DE UN MODELO DE DOS ESTADOS

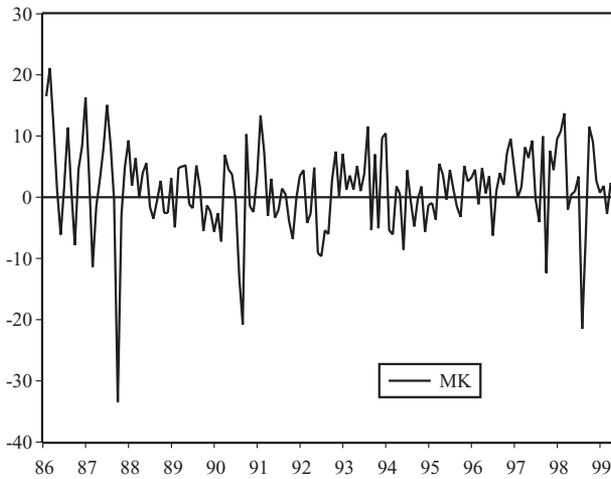
Nuestra estrategia de inversión dinámica, susceptible de contrastación, consistirá en invertir al principio de t en el índice del mercado (en el activo sin riesgo) si el estado al final de t anticipado al final de $t-1$ es de flujo (es de reflujo), permitiendo así que la esperanza condicionada de la rentabilidad varíe con t en función

Gráfico 1: OBSERVACIONES MENSUALES DEL TIPO DE INTERÉS NOMINAL A UN MES. 1986.01-1999.05



Mercado primario a corto plazo: tipo de interés interbancario a un día.

Gráfico 2: RENTABILIDADES NOMINALES A UN MES COMPUESTAS CONTINUAMENTE DEL ÍNDICE DE LA BOLSA DE MADRID. 1986.02-1999.05



Serie construida a partir de la del índice de la bolsa de Madrid.
Unidad: porcentaje. 100 = 31-12-1985.

del estado [Fama y French (1989)]. Para ello, sea s_t una variable de estado que toma el valor 0 en el estado de flujo y 1 en el de reflujo. Definamos

$$S_{t-1} \equiv RF_{t-1} - RF_{t-13} \quad [1]$$

En consonancia con aquellos modelos de valoración de activos que fundamentan una relación positiva entre el tipo de interés sin riesgo y la rentabilidad de los demás valores, tomaremos al final de $t-1$ la decisión de que el estado al final de t será de flujo ($s_t = 0$) si $S_{t-1} > 0$ e invertiremos en el índice al principio de t . En caso contrario, decidiremos que el estado será de reflujo ($s_t = 1$) si $S_{t-1} \leq 0$ e invertiremos en el activo sin riesgo. A este modelo le llamaremos modelo *básico*.

Para corregir posibles señales prematuras de compra, Van Strum (1927) empleó un filtrado adicional del 6%. Definamos, por tanto,

$$\dot{S}_{t-1} \equiv \frac{RF_{t-1} - RF_{t-13}}{RF_{t-13}} \quad [2]$$

En este caso, tomaremos la decisión de que el estado será de flujo si $\dot{S}_{t-1} > 0,06$ y de reflujo si $\dot{S}_{t-1} \leq 0,06$. A este modelo le llamaremos modelo *Van Strum*. Nótese que, en cualquiera de los dos modelos, sólo usamos información *ex ante* en la predicción del estado.

Los cuadros 1 y 2 presentan las rentabilidades nominales medias de MK , RF y RP (donde RP es la prima de riesgo *-risk premium-*, es decir, $RP = MK - RF$) condicionadas a los estados de flujo y de reflujo para el período 1987.02-1999.05 y submuestras de cinco y tres años, además de un período final de algo más de dos años. Las medias condicionales y sus errores estándar han sido escaladas por un factor de doce para representar una rentabilidad anualizada (y compuesta continuamente). Las desviaciones estándar condicionales de las rentabilidades mensuales vienen dadas en paréntesis, y los errores estándar condicionales de las medias muestrales de las rentabilidades anualizadas vienen dados en corchetes y han sido calculados bajo el supuesto de que las observaciones se distribuyen independientemente; la validez de este supuesto será considerada posteriormente. El número de meses, en términos absolutos y en porcentaje sobre el total de meses del período correspondiente, en los que sucede el estado considerado durante un período de tiempo dado, viene dado por *NOB*.

Dichos cuadros revelan que el modelo básico particiona los datos adecuadamente en estados de flujo y de reflujo¹ cuando se considera todo el período muestral: la prima de riesgo media es positiva en el estado de flujo y negativa en el de reflujo. El modelo básico, sin embargo, ha captado primas de riesgo prácticamente

(1) En un intento de mejorar los resultados del modelo básico, se han utilizado variaciones de menor período como variables de partición: la variación mensual en el tipo de interés y el cambio sobre una media móvil trimestral, asimismo filtrados del 4% y del 8% en el modelo de Van Strum. Las particiones obtenidas, sin embargo, no logran generar primas de riesgo positivas en el estado de flujo, incapacitándolas para una estrategia de inversión dinámica.

Cuadro 1: RENTABILIDADES NOMINALES MEDIAS CONDICIONADAS A LOS ESTADOS DE FLUJO Y DE REFLUJO UTILIZANDO EL MODELO BÁSICO. VARIABLE DE PARTICIÓN: VARIACIÓN MENSUAL INTERANUAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS NOMINALES.

$$1987.02-1999.05. S_{t-1} \equiv RF_{t-1} - RF_{t-13}$$

$$S_{t-1} > 0 \Rightarrow s_t = 0 \text{ (Flujo)}$$

$$S_{t-1} \leq 0 \Rightarrow s_t = 1 \text{ (Reflujo)}$$

Período	Flujo				Reflujo			
	<i>MK</i>	<i>RF</i>	<i>RP</i>	<i>NOB</i>	<i>MK</i>	<i>RF</i>	<i>RP</i>	<i>NOB</i>
1987.02-1999.05 148	13,86 [11,27] (6,77)	13,58 [0,40] (2,87)	0,28 [11,30] (6,79)	52 35%	8,65 [8,06] (6,58)	8,82 [0,37] (3,59)	-0,17 [8,14] (6,64)	96 65%
1987.02-1992.01 60	4,96 [18,50] (8,45)	15,21 [0,32] (1,75)	-10,26 [18,49] (8,44)	30 50%	-3,37 [14,27] (6,51)	12,69 [0,27] (1,47)	-16,06 [14,30] (6,53)	30 50%
1992.02-1996.12 59	26,01 [8,53] (3,33)	11,35 [0,56] (2,61)	14,66 [8,48] (3,32)	22 37%	-2,57 [11,41] (5,78)	9,03 [0,34] (2,09)	-6,45 [11,47] (5,81)	37 63%
1987.02-1990.05 40	3,93 [19,79] (3,66)	15,25 [0,34] (1,08)	-11,32 [19,78] (3,64)	28 30%	5,86 [16,92] (7,46)	11,33 [0,22] (1,18)	-5,47 [16,93] (7,46)	12 70%
1990.06-1993.09 40	26,94 [12,68] (3,66)	14,13 [0,31] (1,08)	12,81 [12,60] (3,64)	12 30%	-11,18 [16,92] (7,46)	13,06 [0,22] (1,18)	-24,24 [16,93] (7,46)	28 70%
1993.10-1996.12 39	23,96 [10,21] (2,95)	9,14 [0,10] (0,36)	14,82 [10,22] (2,95)	12 31%	8,87 [12,32] (5,34)	7,89 [0,18] (0,91)	0,89 [12,31] (5,33)	27 69%
1997.01-1999.05 29	-	-	-	0	28,82 [16,63] (7,46)	4,56 [0,19] (1,05)	24,26 [16,61] (7,45)	29 100%

MK es la rentabilidad nominal a un mes compuesta continuamente, anualizada, y en porcentaje del índice de la Bolsa de Madrid, *RF* es el tipo de interés nominal sin riesgo, *RP* es la prima nominal de riesgo del índice bursátil sobre el tipo de interés sin riesgo, y *NOB* es el número de observaciones de cada estado condicionante, tanto en valor absoluto como en porcentaje sobre el total de observaciones del período correspondiente. Los errores estándar de las medias muestrales condicionadas de las rentabilidades anualizadas, calculados suponiendo observaciones independientes, están entre corchetes, y las desviaciones estándar condicionadas de las rentabilidades mensuales están entre paréntesis.

Cuadro 2: RENTABILIDADES NOMINALES MEDIAS CONDICIONADAS A LOS ESTADOS DE FLUJO Y DE REFLUJO UTILIZANDO EL MODELO VAN STRUM. VARIABLE DE PARTICIÓN: TASA DE VARIACIÓN MENSUAL INTERANUAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS NOMINALES CON UN FILTRO DEL 6 POR CIENTO. 1987.02-1999.05

$$\begin{aligned} \dot{S}_{t-1} > 0,06 &\Rightarrow s_t = 0 \text{ (Flujo)} \\ \dot{S}_{t-1} \leq 0,06 &\Rightarrow s_t = 1 \text{ (Reflujo)} \end{aligned}$$

Período	Flujo				Reflujo			
	<i>MK</i>	<i>RF</i>	<i>RP</i>	<i>NOB</i>	<i>MK</i>	<i>RF</i>	<i>RP</i>	<i>NOB</i>
1987.02-1999.05 148	13,05 [12,50] (7,06)	13,63 [0,44] (2,95)	-0,58 [12,52] (7,08)	46 31%	9,32 [7,67] (6,46)	9,08 [0,36] (3,67)	0,24 [7,74] (6,52)	102 69%
1987.02-1992.01 60	2,06 [20,44] (8,85)	15,27 [0,35] (1,84)	-13,21 [20,43] (8,85)	27 45%	-0,24 [13,15] (6,29)	12,87 [0,26] (1,52)	-13,11 [13,16] (6,30)	33 55%
1992.02-1996.12 59	26,68 [8,04] (2,92)	11,30 [0,61] (2,67)	17,38 [7,88] (2,86)	19 32%	3,06 [10,86] (5,72)	9,22 [0,35] (2,21)	-6,16 [10,93] (5,76)	40 68%
1987.02-1990.05 40	2,06 [20,44] (8,85)	15,27 [0,35] (1,84)	-13,21 [20,43] (8,85)	27 68%	9,60 [12,51] (3,76)	11,59 [0,36] (1,30)	-1,99 [12,51] (3,76)	13 33%
1990.06-1993.09 40	40,41 [12,22] (2,88)	14,21 [0,43] (1,21)	26,21 [12,19] (2,87)	8 20%	-9,79 [15,07] (7,10)	13,17 [0,21] (1,18)	-22,96 [15,07] (7,11)	32 80%
1993.10-1996.12 39	20,14 [10,37] (2,87)	9,19 [0,10] (0,33)	10,96 [10,36] (2,86)	11 28%	10,82 [12,05] (5,31)	7,92 [0,17] (0,90)	2,90 [12,04] (5,31)	28 72%
1997.01-1999.05 29	-	-	-	0	28,82 [16,63] (7,46)	4,56 [0,19] (1,05)	24,26 [16,61] (7,45)	29 100%

Nota: la nomenclatura como en el cuadro 1.

iguales en ambos estados. Observando la capacidad de partición en las diferentes submuestras, para el modelo de Van Strum comprobamos su buena capacidad de partición en el quinquenio 1992.02-1996.12 y los trienios 1990.06-1993.09 y 1993.10-1996.12. Estos últimos suponen dos tercios del período muestral. Dejamos al margen de estas consideraciones el período 1997.01-1999.05 pues, durante el mismo, hemos asistido a caídas continuas del tipo de interés con lo que la decisión de cartera consistiría simplemente en mantener (*buy and hold*) la posición en *MK*.

A continuación, en el cuadro 3, se considera la significatividad estadística de la diferencia entre las medias condicionales de la rentabilidad del mercado en los estados de flujo y de reflujo para los mismos subperíodos considerados en los cuadros 1 y 2. Dada la hipótesis nula $H_0: E(MKlflujo) - E(MKlreflujo) = 0$ de que el modelo de dos estados no contiene información sobre las rentabilidades del mercado, se investiga la significatividad de la diferencia entre los valores esperados de las poblaciones flujo y reflujo considerando que las varianzas poblacionales son desconocidas y desiguales.

Cuadro 3: DIFERENCIA ENTRE LAS RENTABILIDADES NOMINALES MEDIAS DEL ÍNDICE CONDICIONADAS A LOS ESTADOS DE FLUJO Y DE REFLUJO UTILIZANDO LOS MODELOS BÁSICO Y VAN STRUM

Período	Modelo Básico E(MKlflujo) - E(MKlReflujo)	Modelo Van Strum E(MKlflujo) - E(MKlReflujo)	Modelo Van Strum, corregida autocorrelación y atípicos E(MKlflujo) - E(MKlReflujo)
1987.02-1996.12 119 obs.	13,95 (0,955)	11,48 (0,744)	10,81 (0,700)
1987.02-1992.01 60 obs.	8,32 (0,356)	2,30 (0,095)	4,12 (0,169)
1992.02-1996.12 59 obs.	23,43 (1,645)	25,61 (1,896)	18,14 (1,343)
1987.02-1990.05 40 obs.	-1,93 (-0,082)	-7,54 (-0,315)	7,84 (0,327)
1990.06-1993.09 40 obs.	28,12 (1,803)	50,20 (2,588)	28,86 (1,488)
1993.10-1996.12 39 obs.	15,18 (0,949)	9,32 (0,586)	3,86 (0,243)

Los estadísticos t entre paréntesis han sido calculados suponiendo que las observaciones se distribuyen independientemente y que las varianzas poblacionales son desconocidas y distintas.

El menor número de observaciones de que disponemos una vez llevada a cabo la partición de la muestra y el ajuste de grados de libertad impuesto al contraste anterior hace que disminuya su potencia frente a hipótesis alternativas del tipo $E(MKlflujo) > E(MKlreflujo)$. Así, una diferencia de rentabilidad a favor del estado de flujo en el primer quinquenio tanto con el modelo básico como con el de Van Strum no es captada convenientemente por el contraste. De la misma

forma, todos los valores negativos obtenidos con ambos modelos no son significativamente distintos de cero.

Sin embargo, con el modelo Van Strum, el rechazo de la igualdad de las rentabilidades esperadas condicionales del mercado es evidente a favor de la hipótesis alternativa en el segundo quinquenio (1992.02-1996.12) y en el segundo trienio (1990.06-1993.09).

En el análisis anterior hemos supuesto que las observaciones de la serie del mercado se distribuían independientemente. Hemos comprobado, sin embargo, que la rentabilidad no condicionada exhibe autocorrelación de un 17,3%, una vez corregida la serie de los atípicos del hundimiento de octubre de 1987 y el provocado por la Guerra del Golfo. Como consecuencia de ello, los errores estándar anteriormente calculados para hallar los estadísticos t están sesgados hacia abajo, y los estadísticos t lo están hacia arriba. Llevado a cabo un ajuste de autocorrelación de primer orden por el procedimiento de Cochrane-Orcutt (1949)², hemos calculado el porcentaje de sobrevaloración de los estadísticos t y comprobado que la diferencia de las medias condicionadas aún se mantiene significativa en el modelo corregido. La tercera columna del cuadro 3 presenta la diferencia entre las rentabilidades corregidas medias del mercado condicionadas a los estados de flujo y de reflujo utilizando definitivamente el modelo Van Strum.

En ella se comprueba que se mantiene la rentabilidad media del mercado (y la prima de riesgo) positiva en el estado de flujo superior a la de reflujo, que, no obstante, no llega a resultar negativa. Además, como era de esperar, la volatilidad en el estado de reflujo ha disminuido después de la corrección. Por lo que se refiere al estadístico t , éste ha disminuido en un máximo del 42,05% en el trienio 1990.06-1993.09. Dada la baja potencia del contraste, una diferencia de rentabilidades del 10,81% a favor del estado de flujo para el total de la muestra no ha sido captada adecuadamente.

Como contraste adicional de robustez, en el cuadro 4 se han dividido las observaciones del índice corregido del mercado en distintos subperíodos de tiempo para diferentes fechas de comienzo y después se ha observado el número de subperíodos donde el modelo particiona correctamente los datos, es decir, $E(MKI_{Flujo}) > E(MKI_{Reflujo})$. Comprobamos de esta forma que la elección de los subperíodos o de la fecha de comienzo no sesga la partición correcta de la muestra.

En el cuadro 5 presentamos la media condicional de la prima de riesgo corregida en los estados de flujo y de reflujo para varios subperíodos. Tanto para el período total como para los distintos subperíodos de cinco y tres años, la prima de riesgo es positiva en el estado de flujo, o bien, aunque negativa en algún subperíodo, no significativa. En consecuencia, se confirma, al igual que al analizar el cuadro 2, la capacidad de partición del modelo Van Strum en los subperíodos restantes, y también al considerar el total de la muestra. Ya que el modelo puede

(2) El ajuste de autocorrelación se llevó también a cabo alrededor del 17,3% por el procedimiento de Hildreth-Lu (1960) y mediante el método de los momentos con la corrección de Newey-West (1987) sin que el porcentaje de sobreestimación de los estadísticos t cambiara significativamente.

Cuadro 4: NÚMERO DE SUBPERÍODOS, PARA DIFERENTES FECHAS DE COMIENZO, DONDE EL MODELO VAN STRUM PARTICIONA CORRECTAMENTE EL ÍNDICE CORREGIDO DEL MERCADO DE CAPITALES EN ESTADOS DE FLUJO Y DE REFLUJO

Subperíodos	$E(MKIFlujo) > E(MKIReflujo)$	Valor- p
<i>Subperíodos anuales calculados a intervalos de cinco meses</i> (22 períodos, de los cuales 8 no proporcionan información)	11/14 (79%)	0,022
<i>Subperíodos anuales calculados a intervalos de siete meses</i> (16 períodos, de los cuales 6 no proporcionan información)	7/10 (70%)	0,117
<i>Subperíodos de 18 meses calculados a intervalos de siete meses</i> (15 períodos, de los cuales 3 no proporcionan información)	8/12 (67%)	0,121
<i>Subperíodos bianuales calculados a intervalos de cinco meses</i> (19 períodos, de los cuales 2 no proporciona información)	14/16 (88%)	0,002
<i>Subperíodos bianuales calculados a intervalos de siete meses</i> (14 períodos, de los cuales 1 no proporciona información)	8/13 (62%)	0,157
<i>Subperíodos trianuales calculados a intervalos de siete meses</i> (12 períodos)	8/12 (67%)	0,121

El Valor- p es la probabilidad de obtener al menos el nivel observado de precisión cuando la hipótesis nula es que el modelo no tiene poder explicativo, es decir, que la verosimilitud de particionar los datos correctamente es del 50% (suponiendo una distribución binomial).

predecir *ex ante* cuando $E(RP_t | s_t=1) < 0$, una inversión en el activo sin riesgo será óptima en este estado. Disponemos, por tanto, de una cartera formada por un índice de mercado diversificado ampliamente en acciones en el que se invierte cuando el estado es de flujo y de un activo sin riesgo en el que se invierte cuando el estado es de reflujo. A la inversión en esta cartera la denominaremos estrategia de inversión dinámica (*EID*).

El cuadro 6 presenta los resultados de *EID* con el modelo Van Strum. Las rentabilidades han sido compuestas continuamente y anualizadas, y sus desviaciones estándar, entre paréntesis, son las de las rentabilidades mensuales salvo para *RF* que son las del rendimiento anual. Los errores estándar de las medias condicionales, en corchetes, y sus estadísticos t asociados, en llaves, han sido calculados con observaciones corregidas de atípicos y autocorrelación. *DIF* es el la rentabilidad de la estrategia de inversión dinámica menos la del índice del mercado.

Nótese que la rentabilidad del mercado para todo el período muestral (10,24%) es inferior a la del activo sin riesgo (11,93%), y también por subperíodos, salvo el trienio 1993.10-1996.12. Por tanto, ha predominado una prima de riesgo *ex post* negativa, y es en el último trienio cuando la prima de riesgo *ex post* pasa a ser positiva. La superioridad de *EID* es coherente con este comportamiento diferencial. *DIF* para todo el período muestral es del 4,76% y no muy distinta a

Cuadro 5: MEDIA CONDICIONADA DE LA PRIMA NOMINAL DE RIESGO CORREGIDA EN LOS ESTADOS DE FLUJO Y DE REFLUJO UTILIZANDO EL MODELO DE VAN STRUM

Período	<i>RP</i> Flujo	<i>RP</i> Reflujo
1987.02-1996.12	3,27	-4,76
118 obs.	[0,39]	[-0,66]
45 + 73	(4,66)	(5,15)
1987.02-1992.01	-1,78	-3,39
59 obs.	[-0,14]	[-0,38]
26 + 33	(5,57)	(4,29)
1992.02-1996.12	10,18	-5,89
59 obs.	[1,20]	[-0,53]
19 + 40	(3,07)	(5,82)
1987.02-1990.05	-1,78	-5,83
39 obs.	[-0,14]	[-0,47]
26 + 13	(5,57)	(3,74)
1990.06-1993.09	17,08	-10,74
40 obs.	[1,20]	[-0,93]
8 + 32	(3,35)	(5,43)
1993.10-1996.12	5,16	2,57
39 obs.	[0,48]	[0,21]
11 + 28	(2,94)	(5,48)

RP es la prima nominal de riesgo en el mercado de capitales, en porcentaje, condicionada a los estados de flujo y de reflujo. Las desviaciones estándar condicionadas de las rentabilidades mensuales están entre paréntesis. Los estadísticos *t*, entre corchetes, son los de las medias muestrales condicionadas de las rentabilidades anualizadas una vez corregida de atípicos y de autocorrelación la rentabilidad nominal del índice de la Bolsa de Madrid.

este valor considerando los dos quinquenios integrantes (3,39% y 5,89%). Por trienios DIF es del 5,83% y del 10,74% en los subperíodos 1987.02-1990.05 y 1990.06-1993.09 respectivamente, aunque negativa en el último.

Conviene, en este momento, resaltar la distinción que existe entre contrastar una hipótesis nula y elegir entre estrategias candidatas de inversión. Aunque el estadístico *t* de la diferencia entre medias muestrales no sea estadísticamente significativo a un nivel de significación dado, no implica necesariamente que debamos rechazar la estrategia de inversión dinámica porque, en ese caso, la decisión alternativa, aparte de la siempre posible de conservar el activo sin riesgo, habría sido la elección de prolongar una estrategia de inversión pasiva de comprar y mantener la cartera del mercado, que bien podría ser una opción subóptima dada la mayor

Cuadro 6: RENTABILIDADES NO CONDICIONADAS ANTES DE COSTES DE TRANSACCIÓN DE UNA ESTRATEGIA DE INVERSIÓN DINÁMICA UTILIZANDO EL MODELO VAN STRUM. *EID* Y *DIF* CALCULADAS A PARTIR DE *MK* CORREGIDA

Período	<i>RF</i>	<i>MK</i>	<i>EID</i>	<i>DIF</i>
1987.02-1996.12 118 obs.	11,93 [0,28] (3,08) {42,07}	10,24 [5,50] (4,97) {1,86}	13,18 [3,19] (2,88) {4,14}	4,76 [7,24] (5,15) {0,66}
1987.02-1992.01 59 obs.	13,98 [0,27] (2,05) {52,26}	11,30 [7,62] (4,88) {1,48}	13,19 [5,74] (3,67) {2,30}	3,39 [8,97] (4,29) {0,38}
1992.02-1996.12 59 obs.	9,89 [0,33] (2,54) {29,90}	9,18 [7,98] (5,11) {1,15}	13,17 [2,82] (1,81) {4,66}	5,89 [11,05] (5,82) {0,53}
1987.02-1990.05 39 obs.	14,11 [0,39] (2,43) {36,26}	10,99 [9,62] (5,01) {1,14}	12,93 [8,72] (4,54) {1,48}	5,83 [12,43] (3,74) {0,47}
1990.06-1993.09 40 obs.	13,38 [0,20] (1,24) {68,21}	8,20 [9,79] (5,16) {0,84}	16,79 [2,94] (1,55) {5,71}	10,74 [11,52] (5,43) {0,93}
1993.10-1996.12 39 obs.	8,27 [0,16] (0,97) {53,24}	11,58 [9,36] (4,87) {1,24}	9,73 [2,94] (1,53) {3,31}	-2,57 [12,44] (5,48) {-0,21}

MK es la rentabilidad del índice bursátil corregida de atípicos y de autocorrelación, *RF* es el tipo de interés sin riesgo, *EID* es la rentabilidad de una estrategia de inversión dinámica consistente en invertir *ex ante* en el índice bursátil corregido en el estado de flujo e invertir en el activo sin riesgo en el estado de reflujo, y *DIF* es la diferencia entre *EID* y *MK*. Los errores estándar, entre corchetes, y los estadísticos *t*, entre llaves, son los de las medias muestrales. Las desviaciones estándar condicionadas, en paréntesis, son las de las rentabilidades mensuales salvo para *RF* que son las de las rentabilidades anuales.

rentabilidad, para todo el período muestral, de EID. Además, *EID* proporciona a los inversores el beneficio adicional de reducir sustancialmente la volatilidad de la rentabilidad. Consecuentemente, dado que tenemos que tomar una decisión entre dos alternativas, la ventaja comparativa favorece la elección de la estrategia activa (piénsese en un agente económico con función de utilidad aversa al riesgo), incluso si los rendimientos de las dos estrategias fuesen los mismos. La reducción en sí misma de la volatilidad (2,88 de *EID* frente a 5,15 de *MK*) sugiere, además de por su mayor rentabilidad, la elección de la estrategia de inversión dinámica.

Para una mejor comprensión de la robustez de estos resultados, en el cuadro 7 se ha dividido la muestra en distintos subperíodos y diferentes fechas de comienzo, observándose después el número de subperíodos donde *EID* es dominante. Comprobamos de esta forma que la elección de los subperíodos o de la fecha de comienzo no sesga el resultado $E(EID) > E(MK)$. El examen de este cuadro revela claramente el éxito del modelo dinámico de dos estados, antes de costes de transacción, en comparación con la estrategia pasiva. La superioridad de *EID* se debe a que evita invertir en la cartera del mercado en el estado de reflujo; por tanto, *EID* no puede ser mejor que *MK* cuando $RP > 0$. Sin embargo, cuando se produce un cambio a la baja en *MK*, la estrategia dinámica generalmente consigue evitar la inversión en el índice del mercado.

Si consideramos el impacto que los costes de transacción tienen sobre *EID*, hemos comprobado que, introducidos costes de transacción de un 1% por nego-

Cuadro 7: NÚMERO DE SUBPERÍODOS, PARA DIFERENTES FECHAS DE COMIENZO, DONDE LA ESTRATEGIA DE INVERSIÓN DINÁMICA DOMINA AL ÍNDICE BURSÁTIL CORREGIDA

Subperíodos	$E(EID) > E(MK)$	Valor- <i>p</i>
<i>Subperíodos anuales calculados a intervalos de cinco meses</i> (22 períodos anuales a partir de la fecha inicial)	11/22 (50%)	0,168
<i>Subperíodos anuales calculados a intervalos de siete meses</i> (16 períodos anuales a partir de la fecha inicial)	7/16 (44%)	0,175
<i>Subperíodos de 18 meses calculados a intervalos de siete meses</i> (15 períodos de 18 meses a partir de la fecha inicial)	9/15 (60%)	0,153
<i>Subperíodos bianuales calculados a intervalos de cinco meses</i> (19 períodos binuales a partir de la fecha inicial)	17/19 (89%)	0,000
<i>Subperíodos bianuales calculados a intervalos de siete meses</i> (14 períodos binuales a partir de la fecha inicial)	13/14 (93%)	0,001
<i>Subperíodos trianuales calculados a intervalos de siete meses</i> (12 períodos trianuales a partir de la fecha inicial)	10/12 (83%)	0,016

MK es la rentabilidad del índice bursátil corregida de atípicos y de autocorrelación. El Valor-*p* como en el cuadro 4.

ciación (100 puntos básicos cubren ampliamente las comisiones de intermediación), EID sigue generando rentabilidades superiores a las de la estrategia pasiva en los subperíodos donde esto ya sucedía sin tener en cuenta dichos costes.

3. CONSTRUCCIÓN DE ESTRATEGIAS DINÁMICAS ALTERNATIVAS

En este apartado, y para el período muestral 1987.02-1996.12, aplicaremos técnicas de regresión con la intención de extraer información adicional de los tipos de interés. Se tratará de comprobar si la estrategia de inversión dinámica basada en la regresión (EIDR) es superior a EID y a MK. Consideremos las tres regresiones:

$$RP_t = \alpha + \beta X_{t-1} + u_t \quad [3]$$

en donde $X_{t-1} \equiv RF_{t-1}, S_{t-1}, D_{t-1}$, dependiendo del modelo estudiado, y $D_{t-1} \equiv RF_{t-1} - RF_{t-2}$. Vamos a probar si dichas variables pueden servir para anticipar el signo de RP siguiendo el principio del modelo de dos estados. Para ello, estimaremos los tres modelos anteriores con ventanas rectangulares de 25 observaciones (que en nuestro caso es la que proporciona mayor rentabilidad de EIDR) que recorren toda la muestra. Con el fin de usar sólo información *ex ante*, utilizaremos como período de estimación $t-26$ a $t-2$ para estimar α y β , que denotaremos $\hat{\alpha}_{t-2}$ y $\hat{\beta}_{t-2}$, respectivamente. Una vez observado X_{t-1} al final de $t-1$, obtendremos una predicción del valor esperado al principio de t de RP_t al final de t , que denominaremos $\hat{RP}_{t|t-2}$. Si la prima de riesgo estimada es positiva (negativa), definiremos el estado como de flujo (reflujo) e invertiremos en el mercado (activo sin riesgo) al principio de t . Contamos con 118 observaciones y necesitamos 26 para la primera ventana; por tanto, calcularemos predicciones para 91 períodos, desde 1989.07 a 1996.12, ambos inclusive. El signo de RP se anticipa correctamente en 41 ocasiones (el 45% del horizonte de predicción) con RF_{t-1} , en 35 ocasiones (38%) con S_{t-1} , y en 41 ocasiones (45%) con D_{t-1} .

Consideremos ahora una estrategia de inversión dinámica basada en modelos de respuesta cualitativa (EIDC). Con un modelo probit (los resultados con un modelo logit fueron parecidos):

$$\begin{aligned} Prob(RP_t > 0) &= F(\alpha + \beta X_{t-1}) = \\ &= \int_{-\infty}^{\alpha + \beta X_{t-1}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \end{aligned} \quad [4]$$

y una ventana de 25 meses, $t-26$ a $t-2$, estimamos α y β . Al final de $t-1$, cuando observemos X_{t-1} , calculamos la probabilidad esperada al principio de t de $RP_t > 0$ al final de t . Si es mayor o igual a 1/2 (menor que 1/2), definiremos el estado como de flujo (reflujo) e invertiremos en el mercado (activo sin riesgo) al principio de t . En este caso la variable endógena es el signo de RP . Esta variable dicotómica toma el valor 0 en el estado de reflujo y el valor 1 en el de flujo. La predicción asigna la probabilidad de obtener el valor 1. El signo de RP se anticipa correctamente en 44 ocasiones (48%) con RF_{t-1} , en 41 ocasiones (45%) con S_{t-1} , y

en 45 ocasiones (49%) con D_{t-1} . Restando de la unidad el porcentaje sobre el total de la muestra donde la probabilidad estimada de obtener $RP > 0$ es mayor que $1/2$, obtendremos el porcentaje sobre el total de la muestra donde la probabilidad estimada de obtener $RP < 0$ es mayor que $1/2$. De los resultados de las regresiones probit se desprende que, independientemente de la variable explicativa utilizada, es menor el número de casos donde la probabilidad de $RP < 0$ es mayor que $1/2$ que donde la probabilidad de $RP > 0$ sea mayor que $1/2$; es decir, el valor esperado de RP es positivo como compensación del riesgo adicional que supone la inversión en capital. Sin embargo, el examen de la probabilidad de $RP > 0$ como función de la magnitud de X_{t-1} demuestra que la relación no es monótona ni congruente para valores extremos, positivos o negativos, de X_{t-1} . Además, el modelo probit manifiesta una mayor capacidad para predecir primas de riesgo negativas que positivas: las predicciones correctas por estados de un total de 44 observaciones para el estado de flujo ($RP > 0$) fueron de un 25%, 34% y un 20% con RF_{t-1} , S_{t-1} y D_{t-1} respectivamente; y de un total de 48 para el de reflujo ($RP \leq 0$) fueron de un 69%, 54% y un 75% para las mismas variables.

4. HIPÓTESIS DE EFICIENCIA DEL MERCADO

Podemos describir el concepto de eficiencia del mercado (el mercado no comete errores sistemáticos en sus predicciones) como una aplicación de la hipótesis de expectativas racionales a los mercados financieros (condicionada a toda la información disponible, la distribución subjetiva de probabilidad que dispone el mercado sobre una determinada variable es igual a la distribución objetiva de probabilidad de dicha variable). La ausencia de rentabilidades superiores ha sido el componente central de los contrastes empíricos de la hipótesis de eficiencia del mercado. Como hemos visto, sin embargo, la estrategia de inversión dinámica basada en un modelo simple de dos estados domina a la cartera del mercado en términos de volatilidad para todo el período muestral y en rentabilidad media en dos tercios del período muestral, incluso después de costes de transacción. Procedemos en este apartado, en A), a contrastar el comportamiento superior de la cartera dinámica propuesta, y en segundo lugar, en B), a exponer una explicación al hecho de que, efectivamente, no se rechaze la hipótesis de que la estrategia de inversión dinámica supere a la de comprar y mantener la cartera del mercado.

A) Para captar el *momento de salida* del mercado (*market timing*), Merton (1981) propone un contraste no paramétrico basado en la probabilidad de la variable de predicción binaria $s(t)$, utilizada por nosotros para definir los estados, condicionada a la prima de riesgo observada:

$$\begin{aligned}
 p_1(t) &\equiv \text{Prob} \{s(t) = 0 \mid RP_t > 0\} \Rightarrow 1 - p_1(t) = \\
 &= \text{Prob} \{s(t) = 1 \mid RP_t > 0\} \\
 & \\
 p_2(t) &\equiv \text{Prob} \{s(t) = 1 \mid RP_t \leq 0\} \Rightarrow 1 - p_2(t) = \\
 &= \text{Prob} \{s(t) = 0 \mid RP_t \leq 0\}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Es decir, $p_1(t)$ es la probabilidad de una predicción correcta condicionada a que $RP > 0$ y $p_2(t)$ es la probabilidad de una predicción correcta condicionada a que $RP < 0$. La condición necesaria y suficiente para que la variable de predicción $s(t)$ sea incapaz de detectar el momento de salida del mercado es $H_0: p_1(t) + p_2(t) = 1$; es decir, cuando la probabilidad de hacer una predicción correcta, sabiendo que ha ocurrido un determinado estado, es igual a la probabilidad de hacer una predicción incorrecta, sabiendo que ha ocurrido el estado contrario. Por otra parte, la capacidad de $s(t)$ de detectar el momento de salida se indicará mediante la hipótesis alternativa $H_1: p_1(t) + p_2(t) > 1$.

a) Aplicado este contraste al modelo Van Strum³. Para el período 1987.02-1996.12 (118 observaciones), RP ha sido positiva en 57 ocasiones y negativa en 61. El modelo Van Strum predijo correctamente el estado de flujo en 21 ocasiones y el de reflujo en 37, resultando patente la mejor capacidad de dicho modelo para predecir el estado de reflujo. No obstante, $\hat{p}_1(t) + \hat{p}_2 = 0,975$ no encontrándose evidencia de capacidad predictiva.

b) Aplicado de nuevo este contraste restringiendo la muestra a sólo aquellos meses en los que el valor absoluto de RP es mayor a una desviación estándar (39 ocasiones de las 118 observaciones). RP ha sido positiva 18 veces y negativa 21. En este caso, el modelo predijo correctamente el estado de flujo en 7 ocasiones y el de reflujo en 17. Entonces, $\hat{p}_1(t) + \hat{p}_2 = 1,20$ con lo que la precisión del modelo mejora en presencia de fuertes cambios en el mercado.

Cuando el *riesgo*⁴ se mide por las rentabilidades negativas en el tiempo, no hay duda de que EID es claramente menos arriesgada que MK . El cuadro 8 examina las rentabilidades medias condicionales positivas o negativas de MK y EID durante distintos subperíodos de la muestra total. En los 118 meses analizados, MK perdió dinero en 53 meses (53% del tiempo) y EID sólo en 20 (17%). Además, la pérdida media en aquellos meses en los que se obtuvo una rentabilidad negativa fue, en general, menor para EID .

Consideremos, finalmente, el comportamiento de MK y EID en la riqueza final. De acuerdo con la hipótesis de renta permanente, los inversores están interesados en la riqueza final a largo plazo, lo que implica un horizonte temporal para las decisiones de inversión mayor al de un mes. Hemos comprobado que la estrategia activa proporciona una mayor riqueza final para todo el período muestral (1 peseta pasa a ser 3,46) y por subperíodos iguales (1,83 y 1,89), algo coherente con los resultados hallados a lo largo de este estudio.

B) Como hemos visto, los inversores que utilizan el modelo de dos estados son capaces de predecir primas de riesgo negativas concretamente y sin ambigüedad en los dos tercios finales de la muestra. Tomando la decisión de salirse del mercado entonces, estos inversores obtienen una rentabilidad mayor y un riesgo menor que los que se mantienen en el mercado. La posibilidad de que así sea parece contradecir la

(3) Resultados parecidos proporcionaron los contrastes paramétricos siguientes: Jensen (1968), Henriksson y Merton (1981) y Cumby y Modest (1987).

(4) Resultados análogos se obtienen si se define el riesgo mediante la varianza, la desviación estándar, o la semivarianza de Markowitz (1959).

Cuadro 8: RENTABILIDADES MEDIAS CONDICIONALES POSITIVAS O NEGATIVAS DE LA CARTERA CORREGIDA DEL MERCADO Y DE LA ESTRATEGIA DE INVERSIÓN DINÁMICA EN EL TOTAL DE LA MUESTRA Y EN DISTINTOS SUBPERIODOS

Período	<i>MK</i> > 0	<i>NOB</i>	<i>MK</i> < 0	<i>NOB</i>	<i>EID</i> > 0	<i>NOB</i>	<i>EID</i> < 0	<i>NOB</i>
1987.02-1996.12	53,70 (3,05)	65 55%	-43,06 (2,78)	53 45%	22,31 (2,23)	98 83%	-31,54 (2,88)	20 17%
118								
1987.02-1992.01	53,88 (3,29)	32 54%	-39,08 (2,51)	27 46%	28,11 (2,69)	46 78%	-39,61 (3,35)	12 22%
59								
1992.02-1996.12	53,52 (2,86)	33 56%	-47,10 (3,04)	26 44%	17,17 (1,63)	52 88%	-16,55 (1,00)	7 12%
59								
1987.02-1990.05	58,09 (3,04)	20 51%	-38,59 (2,84)	19 49%	39,20 (3,31)	26 67%	-39,61 (3,35)	13 33%
39								
1990.06-1993.09	52,89 (3,30)	22 55%	-46,42 (2,79)	18 45%	18,70 (1,49)	37 93%	-6,74 (0,73)	3 80%
40								
1993.10-1996.12	50,65 (2,93)	23 59%	-44,60 (2,81)	16 41%	13,57 (1,24)	35 90%	-23,92 (0,70)	4 10%
39								

MK es la rentabilidad corregida de atípicos de la cartera del mercado, *EID* es la rentabilidad de una estrategia de inversión dinámica, antes de costes de transacción, consistente en invertir *ex ante* en el índice bursátil durante el estado de flujo y en el activo sin riesgo durante el estado de reflujo, y *NOB* es el número de observaciones en los que se observa un determinado estado. Las desviaciones estándar condicionadas, en paréntesis, son las de las rentabilidades mensuales.

hipótesis de eficiencia del mercado. No obstante, la heterogeneidad de los agentes participantes puede servir de explicación a este hecho. Consideremos tres tipos de inversores: (1) huérfanos (2) oportunistas (*timers*) y (3) negociantes (*traders*). Los huérfanos son inversores con horizonte temporal grande para sus decisiones de inversión y saben que, en media, la estrategia de comprar y mantener la cartera del mercado es la óptima; es decir, evalúan sólo la prima de riesgo esperada no condicional del mercado, $E^{m1} (MK_{t+1} - RF_{t+1})$, que es siempre positiva. Los oportunistas son inversores que utilizan el modelo de dos estados para determinar cuándo invertir en el mercado y cuándo en el activo sin riesgo. El conjunto de información condicionante contiene sólo la serie histórica de los tipos de interés además de s_t . Cuando prevén *ex ante* un estado de flujo, $E^{m2} (MK_{t+1} - RF_{t+1} | s_{t+1} = 0) > 0$, e invertirán en el mercado y cuando es un estado de reflujo, $E^{m2} (MK_{t+1} - RF_{t+1} | s_{t+1}$

$= 1) < 0$, e invertirán en el activo sin riesgo. Finalmente, los negociantes son inversores que utilizan el conjunto completo de información disponible para el mercado, pero tienen un horizonte temporal menor que el de los oportunistas. Si al condicionar sobre un conjunto de información mayor predicen, sin embargo, una prima de riesgo positiva incluso allí donde los oportunistas predicen una prima de riesgo negativa, $E^{m3}(MK_{t+1} - RF_{t+1} | s_{t+1} = 1) > 0$, es porque la información adicional con la que están negociando es realmente *ruido*, lo que explicaría la incapacidad de conseguir rentabilidades superiores.

Grossman y Stiglitz (1980) argumentan que un mercado informacionalmente eficiente es imposible que se dé cuando el coste de información es positivo. Sin embargo, los oportunistas pueden ser considerados inversores informados con coste prácticamente nulo de adquisición de su información⁵. Tal vez la explicación radique en la heterogeneidad de las expectativas, hecho incuestionable en los mercados financieros⁶, y en la observación de Babson (1915) de que la mayoría de los inversores se preocupan sólo de lo que sucederá el mes próximo⁷.

5. CONCLUSIONES

Con la idea en mente de *modelos sofisticadamente simples* de Zellner (1988), hemos comprobado que el sencillo modelo no lineal de dos estados propuesto ya por Van Strum en 1927 puede trincar satisfactoriamente la porción baja de la distribución de la rentabilidad del mercado, cosa que no sucede con modelos lineales más sofisticados de regresión. Se pueden identificar períodos donde la prima de riesgo es negativa y detectar el *momento de salida* del mercado. Para ello se hace uso de la existencia de una relación directa que va del tipo de interés nominal sin riesgo al mercado bursátil. En este sentido nuestros resultados coinciden plenamente con los de Brock, Lakonishok y LeBaron (1992). Igualmente el modelo bien conocido de Sharpe-Lintner establece una relación positiva entre el tipo de interés sin riesgo y el rendimiento de los demás valores. Téngase en cuenta de que se trata de hallar empíricamente el modelo más adecuado para particionar satisfactoriamente la muestra de que disponemos en dos estados tales que la prima por riesgo de invertir en acciones sea positiva en uno de ellos y negativa en el otro para, posteriormente, construir una estrategia activa de inversión dinámica.

Esta estrategia *domina* en rentabilidad en todo el período muestral tomado conjuntamente, y es *menos arriesgada*, como no podía ser de otra forma, que la

(5) Argumentos teóricos contra la eficiencia del mercado basados en información asimétrica han sido puestos de manifiesto por Grossman (1976) y Grossman y Stiglitz (1980), entre otros, quienes argumentan que cuando hay costes positivos de adquisición de información, existen incentivos para los inversores informados de ocultar información a los no informados. Que la información sea gratuita no es sólo condición suficiente, sino también necesaria, para la eficiencia del mercado.

(6) Debido a la dificultad de modelizar expectativas heterogéneas, la investigación teórica sobre este tema es limitada [véase, por ejemplo, Williams (1977), Stulz (1986) y Chan y Stulz (1988)].

(7) La mayoría de las inversiones las realizan inversores institucionales forzados al corto plazo, lo que podría ayudar a explicar por qué no se cancelan mediante arbitraje el exceso de rentabilidad ganado por los oportunistas.

estrategia pasiva de *comprar y mantener* la cartera del mercado, incluso después de costes de transacción. Ello se debe a que dicha estrategia permite anticipar períodos de reflujo eludiendo primas de riesgo negativas. La estrategia dinámica considerada, además, está basada en información gratuita y públicamente disponible. El coste de observar el tipo de interés es insignificante y, sin embargo, el precio del mercado no refleja esta información. Este resultado no implica una negación de la hipótesis de eficiencia del mercado sino la constatación de la heterogeneidad de los agentes que se manifiesta en la selección de *su conjunto de información relevante*.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Babson, R.W. (1915): *Business Barometers*, 8ª ed. Babson Park, Mass., Babson's Reports In.
- Brock, W.A., J. Lakonishok y B. LeBaron (1992): "Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns", *The Journal of Finance*, 47, 5, págs. 1732-1764.
- Campbell, J.Y. (1987): "Stock returns and the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 18, págs. 373-399.
- Chan, K.C. y R.M. Stulz (1988): "Risk and the Economy: A Finance Perspective", en C.C. Stone (ed.) *Financial Risk: Theory, Evidence, and Implications*.
- Cochrane, D. y G.H. Orcutt (1949): "Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Errors", *Journal of The American Statistical Association* 44, págs. 32-61.
- Cumby, E.R. y D.E. Modest (1987): "Testing for Market Timing Ability", *Journal of Financial Economics* 19, págs. 169-189.
- Fama, E.F. (1970): "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance* 25, págs. 383-417.
- Fama, E.F. y K.R. French (1989): "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, págs. 23-49.
- Ferson, W. (1989): "Changes in Expected Security Returns, Risk, and the Level of Interest Rates", *Journal of Finance* 44, págs. 1191-1217.
- Grossman, S. (1976): "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information", *Journal of Finance* 31, págs. 573-585.
- Grossman, S. y J.E. Stiglitz (1980): "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets", *American Economic Review* 70, págs. 393-408.
- Henriksson, D.R. y R.C. Merton (1981): "On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business* 54, págs. 513-533.
- Hildreth, C. y J.Y. Lu (1960): "Demand Relations with Autocorrelated Disturbances", *AES Technical Bulletin* 276, Michigan State University.
- Jensen, M. (1968): "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64", *Journal of Finance* 23, págs. 389-416.
- Kairys, J.P. Jr. (1993): "Predicting Sign Changes in the Equity Risk Premium Using Commercial Paper Rates", *The Journal of Portfolio Management*, Otoño, págs. 41-51.
- Markowitz, H.M. (1959): *Portfolio Selection*, New Haven: Cowles Foundation.

- Merton, R. (1981): "On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts", *Journal of Business* 54, págs. 363-406.
- Newey, W.K. y K.D. West (1987): "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, págs. 703-708.
- Stulz, R.M. (1986): "Interest Rates and Monetary Policy Uncertainty", *Journal of Monetary Economics* 17, págs. 331-347.
- Van Strum, S.K. (1927): *Forecasting Stock Market Trends*, New York: Barron's.
- Williams, J.T. (1977): "Capital Asset Prices with Heterogeneous Beliefs", *Journal of Financial Economics* 5, págs. 219-240.
- Zellner, A. (1988): "Causality and Causal Laws in Economics", *Journal of Econometrics* 39, págs. 7-21.

Fecha de recepción del original: febrero, 1996

Versión final: enero, 2000

ABSTRACT

Using a simple non-linear two-states model [Van Strum (1927), Kairys (1993)] based upon the *direction* of change of the Spanish nominal interest rate, we construct several active strategies of dynamic investment on the Madrid Stock Exchange Index which produce returns higher than those of the passive *buy and hold* market portfolio strategy. It is confirmed that, when processing the information contained in the interest rate in order to forecast stock returns, more highly developed regression and qualitative response models do not improve on the performance of the model proposed here. Finally, we examine the consequences for the Market Efficiency hypothesis of any investor being able to obtain returns higher than those of the market on the basis of publicly available information.

Keywords: dynamic investment strategies, two-states models, market efficiency hypothesis.

JEL Classification: G11.