

# MINUSVALÍAS FISCALES Y MAQUILLAJE DE CARTERAS. IMPACTO EN LAS RENTABILIDADES BURSÁTILES Y VOLUMEN DE NEGOCIACIÓN\*

JOSÉ LUIS MIRALLES MARCELO  
MARÍA DEL MAR MIRALLES QUIRÓS  
*Universidad de Extremadura*

El efecto enero es una de las anomalías que más intensamente se manifiesta en los mercados bursátiles. Sin embargo, todavía no existe unanimidad acerca de las causas que lo provocan. En el presente estudio, comprobamos la persistencia temporal del efecto enero en el mercado español y buscamos una explicación en base al comportamiento de los inversores. Analizamos el impacto en las rentabilidades y volumen de negociación por motivos fiscales empleando una medida alternativa del potencial de contratación impositiva de los títulos. Finalmente, aportamos una explicación complementaria basada en las estrategias de maquillaje realizadas por los gestores de cartera.

*Palabras clave:* valoración de activos, anomalías, potencial de Contratación impositiva.

*Clasificación JEL:* G10, G12, G14.

Uno de los temas que ha recibido una mayor atención desde el punto de vista académico en los últimos treinta años ha sido el de las anomalías de calendario detectadas en los mercados de capitales<sup>1</sup>. Entre ellas destacamos el estudio del efecto enero, debido no sólo a que fue una de las primeras anomalías en ser descubierta y una de las que más intensamente se manifiesta, sino especialmente a que todavía no existe unanimidad acerca de las causas que la provocan.

Desde el descubrimiento del efecto enero, se aportaron diferentes hipótesis como posibles explicaciones del fenómeno. Entre ellas, la explicación que más

---

(\*) Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias del evaluador anónimo que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

(1) De acuerdo con la hipótesis de eficiencia, los precios de los activos siguen un paseo aleatorio, siendo por tanto imposible predecir las rentabilidades bursátiles futuras.

atención ha recibido ha sido la hipótesis de pérdidas fiscales. Los primeros en argumentarla fueron Wachtel (1942), Rozeff y Kinney (1976), Keim (1983), Roll (1983) y Constantinides (1984), entre otros. No obstante, es persistente a lo largo del tiempo la evidencia empírica que da soporte a esta hipótesis. Entre los últimos estudios, destacamos los realizados para el mercado norteamericano por Reese (1998), Poterba y Weisbenner (2001) D'Mello, Ferris y Hwang (2003), Grinblatt y Moskowitz (2004) y Grinblatt y Keloharju (2004).

La hipótesis impositiva sostiene que el fenómeno denominado efecto enero se produce debido a que a final de año los inversores tienen el incentivo de vender aquellos títulos cuya cotización ha disminuido para obtener pérdidas que tendrán la consideración de minusvalías en sus imposiciones sobre ganancias de capital. Un comportamiento agregado de los inversores provoca una presión vendedora que agudiza la bajada de los precios de dichos títulos en los últimos días del mes de diciembre. A principios de un nuevo año desaparece esta presión vendedora y los títulos recuperan de esta forma sus niveles de equilibrio, produciéndose rentabilidades anormalmente elevadas y disminuyendo el volumen de negociación con respecto al mes anterior.

Adicionalmente, según Constantinides (1984), lo óptimo es realizar pérdidas en diciembre y posponer la realización de ganancias para el mes de enero siguiente. Esperando varios días, es posible diferir el pago de los impuestos durante casi un año. De esta manera, los inversores racionales venderán sus perdedores en diciembre para realizar pérdidas que compensen las ganancias realizadas y venderán sus ganadores en enero para realizar ganancias de capital, restableciendo así su situación a corto plazo<sup>2</sup>.

Existen, no obstante, otras explicaciones alternativas a la existencia del efecto enero en los mercados bursátiles. Entre ellas, destaca la denominada hipótesis de maquillaje de carteras, basada en el comportamiento negociador de los inversores institucionales ante el cambio del año. Según Haugen y Lakonishok (1988) y Lakonishok, Shleifer, Thaler y Vishny (1991), para mejorar su *performance*, los inversores institucionales compran activos arriesgados y de reducida capitalización, pero los venden al final del año con el objetivo de que no aparezcan como componentes de las carteras que deben hacer públicas a finales de año. Los gestores profesionales también tienden a vender perdedores en diciembre, de manera que su habilidad de selección de activos no esté en duda. Al inicio de un nuevo año, los gestores invierten el proceso, llevando a cabo estrategias de inversión más agresivas y caracterizadas por la adquisición de activos más arriesgados, de reducida capitalización y en su mayor parte perdedores. Entre los estudios empíricos más destacados, además de los ya mencionados, hay que señalar los realizados por Ritter (1988), Dyl y Maberly (1992), Sias y Starks (1997), Ackert y Athanasakos (2000), Ng y Wang (2004) y He, Ng y Wang (2004).

En el caso del mercado de valores español, son numerosos los estudios que evidencian la existencia de anomalías de calendario. Sin embargo, en los últimos

---

(2) Aparte del motivo señalado por Constantinides (1984), podemos considerar que los inversores venden sus ganadores en enero para alcanzar otros posibles objetivos como son una mayor liquidez y la reestructuración de sus carteras.

años el estudio del efecto enero se ha realizado de forma accesoria dentro del ámbito de la valoración de activos (Gómez Sala y Marhuenda, 1998) o de otras anomalías, como el efecto día festivo (Meneu y Pardo, 2004).

En relación concretamente con la hipótesis impositiva, destacamos los trabajos realizados por Basarrate y Rubio (1994 a y b) que analizan el factor fiscal en las rentabilidades y volumen de negociación de los activos respectivamente, dando muestras de su posible capacidad explicativa. En cambio, Tapia (1997) analiza la estacionalidad de la prima por liquidez de los activos individuales del mercado bursátil español no detectando una causalidad en los efectos fiscales.

En relación con la hipótesis de maquillaje, destacamos el trabajo realizado por Basarrate y Rubio (1994c), en el que se analiza las estrategias de compra y venta de las instituciones de inversión colectiva. Otros estudios relacionados con esta hipótesis son los realizados por Torre y Fernández (2002) y Matallín (2003), en los que se analiza el comportamiento estacional en las rentabilidades obtenidas por los fondos de inversión de renta variable.

El objetivo del presente estudio consiste en aportar una explicación del efecto enero para el mercado de valores español basado en el análisis del comportamiento negociador de los inversores y su impacto en la rentabilidad y volumen de negociación de los activos que cotizan en dicho mercado para el periodo 1988-2002.

Entre los aspectos más relevantes de este estudio hay que destacar el empleo de una medida del potencial de contratación por motivos impositivos, basada no sólo en la evolución de los precios bursátiles durante el año sino también en la actividad negociadora experimentada por los títulos.

Por otro lado, tenemos en cuenta que la actuación en torno al cambio del año de los inversores individuales e institucionales, a pesar de responder a motivos de contratación diferentes, provoca el mismo impacto en el mercado. Es por ello que uno de los objetivos planteados en este estudio ha consistido en dar una explicación alternativa basada en el maquillaje de carteras empleando la misma metodología de estudio. Con la finalidad de distinguir el impacto en las rentabilidades bursátiles del comportamiento negociador de los inversores individuales e institucionales se han establecido diferencias de *timing* y estratégicas.

En relación con la estructura del trabajo, debemos destacar que esta sección introductoria va seguida de la descripción de la variable empleada para detectar el potencial de contratación impositiva de los títulos. En la sección 3 se describe la base de datos empleada en el estudio y se presentan los primeros resultados sobre estacionalidad y efecto enero. En la sección 4 se analiza detenidamente la hipótesis impositiva, realizando diversos tests sobre las rentabilidades y volumen de negociación de los activos individuales en torno al cambio del año. No obstante, en la sección 5 se ofrece una explicación alternativa a los resultados obtenidos en la sección anterior, basada en este caso en la hipótesis de maquillaje. Por último, en la sección 6 presentamos las conclusiones que derivan del conjunto del trabajo.

## 1. POTENCIAL DE CONTRATACIÓN IMPOSITIVA

El primer paso en la contrastación empírica de la hipótesis impositiva consiste en identificar aquellas acciones que tienen una alta probabilidad de ser negocia-

das al final y comienzo de cada año por motivos principalmente relacionados con estrategias de inversión impositiva. Así, en cada año, necesitamos clasificar todas las acciones disponibles de acuerdo con su probabilidad de ser contratadas por motivos fiscales.

Como señala Reinganum (1983), una medida ideal del potencial de contratación impositiva es aquella que tiene en cuenta no sólo la caída del precio de un activo cercana al final del año sino también el volumen de negociación promedio que lleva asociado. Es por ello que empleamos una medida del potencial de contratación impositiva que reúna estas dos características.

La idea que subyace detrás de esta medida es la de ponderar la caída en el precio por el volumen de negociación, dándole un mayor peso al activo que ha tenido un mayor flujo de negociación a un precio superior al de referencia de finales de año. Esto implicará que un mayor número de inversores estarán acumulando pérdidas en dicho activo y, por tanto, estarán interesados en realizar pérdidas de capital a finales de año.

Una vez establecida la fecha de referencia cercana al final del año, calculamos el potencial de contratación impositiva de cada título mediante el cociente entre el flujo monetario negociado a un precio superior al de referencia y el flujo monetario total negociado desde principios de año hasta la fecha de referencia. Relación que viene expresada por la ecuación [1],

$$PCI_{iT} = \frac{\sum_{k=1}^{\tau} p_{ik}^T \cdot V_{ik}^T \cdot I_{ik}^T}{\sum_{k=1}^{\tau} p_{ik}^T \cdot V_{ik}^T} \quad [1]$$

donde,  $PCI_{iT}$  representa el potencial de contratación impositiva de cada activo  $i$  para cada año  $T$  de la muestra;  $\tau$  es el número de días con negociación durante el periodo de estimación (entre principios de año y la fecha de referencia fijada a finales de año);  $p_{ik}^T$  refleja el precio de cierre del activo  $i$  en el día  $k$  del año  $T$ ;  $V_{ik}^T$  es el número de títulos negociados del activo  $i$  durante el día  $k$  del año  $T$  e  $I_{ik}^T$  es una variable *dummy* que toma el valor 1 si  $p_{ik}^T$  es superior al precio de referencia y cero en caso contrario.

Dicho precio de referencia final lo fijamos en el cierre del sexto día hábil previo al final del año. Si queremos ser estrictos con la hipótesis objeto de estudio, tenemos que considerar la conveniencia de fijar un día cercano al final de diciembre, ya que de este modo los inversores tienen una mejor idea tanto de las pérdidas como de las ganancias de capital que puedan realizar. Por otro lado, la fecha de referencia debe dejar un margen de actuación a los inversores para que lleven a cabo la actividad negociadora previamente descrita<sup>3</sup>.

(3) No existe unanimidad en los estudios empíricos previos a la hora de fijar dicha fecha de referencia. Poterba y Weisbenner (2001) establecen el 24 de diciembre; Sias y Starks (1997) 4 días antes del final de año; Bhabra, Dhillon y Ramírez (1999) y Cox y Johnston (1998), así como la mayoría de los estudios, lo fijan el 31 de diciembre.

Con este cálculo, el ratio PCI obtenido para cada título y en cada año estará comprendido entre los valores 0 y 1. Un ratio PCI próximo a 1 implica un elevado potencial de contratación impositiva, ya que significa que la mayoría de las adquisiciones de ese activo han sido efectuadas a un precio superior al de finales de año. Por lo tanto, un elevado número de inversores estarán acumulando pérdidas en dicho activo y será considerado un activo perdedor por el mercado. En cambio, un ratio PCI próximo a 0 implica un reducido potencial de contratación por motivos fiscales, ya que significa que pocas adquisiciones del activo se han realizado a un precio superior al de finales del año. Por lo tanto, la mayoría de los inversores estarán acumulando ganancias en dicho activo y será considerado un activo ganador por el mercado.

Consideramos que esta medida PCI contiene una información más precisa que las tradicionales y podrá reflejar más adecuadamente la negociación por motivos fiscales que pueda tener lugar en torno al cambio de año<sup>4</sup>.

## 2. CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA Y ANÁLISIS DE ESTACIONALIDAD

La base de datos empleada en este estudio está compuesta por el precio y volumen de negociación diarios de los títulos que cotizan en el mercado bursátil español durante el periodo comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 2002.

La muestra está constituida por un total de 133 acciones de empresas que han cotizado en el mercado algún periodo dentro del considerado. El requisito establecido para incorporar los activos en el análisis consiste en que cada activo debe tener datos de rentabilidad durante el año completo así como durante el primer mes del año siguiente. La rentabilidad de cada activo en un mes  $t$  se calcula como la diferencia relativa de su precio en ese mes y en el mes anterior, considerando los dividendos pagados por la empresa en cualquier momento dentro de ese periodo y ajustando las rentabilidades por ampliaciones de capital. La rentabilidad del mercado se obtiene como la rentabilidad media de los activos de la muestra. También se dispone del número de títulos admitidos a cotización para cada empresa al final de cada año, lo que nos permite calcular el nivel de capitalización bursátil multiplicando por el precio de cierre correspondiente al último día de negociación.

Para cada año y para cada activo, calculamos su potencial de contratación impositiva de acuerdo con la ecuación [1]. En función de los valores obtenidos, dividimos la muestra en diez carteras que incluyen el mismo número de activos aproximadamente. Una vez determinada la composición, la rentabilidad de cada cartera es calculada como media equiponderada de las rentabilidades mensuales de los activos que la forman.

A continuación aplicamos un test paramétrico y otro no paramétrico para detectar si las rentabilidades obtenidas en el mes de enero siguen una distribución

---

(4) Construcciones del ratio PCI alternativas son las efectuadas para el mercado español por Basarrate y Rubio (1994a y 1994b) y Tapia (1997). Sin embargo, en ningún caso incluyen la consideración del volumen de negociación y la interpretación del ratio es inversa a la obtenida con la propuesta por este estudio, impidiendo una aplicación directa como variable explicativa de las rentabilidades bursátiles.

diferente a las del resto del año. La técnica paramétrica emplea el siguiente análisis de regresión a fin de comprobar la existencia de estacionalidad y observar las diferencias mes a mes en las rentabilidades medias,

$$R_{pt} = c + \alpha_{2p} D_{2t} + \dots + \alpha_{12p} D_{12t} + e_t \quad [2]$$

donde  $R_{pt}$  representa a la rentabilidad de la cartera  $p$  en el momento  $t$ ;  $c$  es la rentabilidad media en enero de la variable dependiente;  $\alpha_{2p} \alpha_{3p} \dots \alpha_{12p}$  representa la diferencia entre la rentabilidad media del mes y la correspondiente al mes de enero.  $D_{2t} D_{3t} \dots D_{12t}$  son variables *dummy* representativas de cada mes del año distinto de enero, de manera que  $D_{jt} = 1$  para el mes  $j$  y cero en caso contrario.

Si la rentabilidad media esperada es la misma para cada mes del año, las estimaciones no deberían ser significativamente distintas de cero y el estadístico  $F$ , que mide la significatividad conjunta de las variables ficticias, debería ser insignificante. En caso contrario, la evidencia apoyaría la existencia de estacionalidad.

Debido a la incertidumbre existente respecto a la naturaleza exacta de la distribución de rentabilidad, se utiliza complementariamente el test no paramétrico de Kruskal y Wallis. Este contraste no requiere normalidad para las distribuciones de rentabilidad y, al usar las clasificaciones de las observaciones no es sensible a la presencia de *outliers*<sup>5</sup>.

El método de estimación empleado es Mínimos Cuadrados Ordinarios. Una vez contrastada la presencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación en el término de error, en los casos en los que el término de error no era ruido blanco el estadístico  $t$  se calculó empleando el ajuste de Newey-West.

El cuadro 1 presenta los resultados para cada una de las carteras construidas en función del potencial de contratación impositiva de los títulos. La cartera PCI 1 es aquella que recoge los títulos que presentan un elevado valor del ratio PCI y, por tanto, que acumulan mayores pérdidas de capital (cartera perdedora). Mientras que la cartera PCI 10 está compuesta cada año por los títulos con un ratio más reducido y, por tanto, que acumulan mayores ganancias de capital (cartera ganadora).

Los resultados obtenidos nos indican la existencia de una rentabilidad media en el mes de enero positiva y significativa en las cuatro primeras carteras con mayor potencial de contratación impositiva. No obstante, también comprobamos que la cartera PCI 10, formada por los títulos ganadores, obtiene una rentabilidad positiva y significativa. El resto de carteras obtienen una rentabilidad media positiva en enero aunque no significativa.

Adicionalmente, comprobamos cómo la rentabilidad diferencial con respecto al mes de enero de los restantes meses del año es en todo momento de signo negativo, dando soporte a la existencia del fenómeno objeto de estudio. Esta rentabilidad diferencial negativa es significativa principalmente en las carteras PCI 1 a PCI 4 y durante el segundo semestre del año. Observaciones que ya habían sido detectadas previamente por Santesmases (1986) y Gómez Sala y Marhuenda (1998) para años anteriores en el mercado español.

(5) En esta línea, Chien, Lee y Wang (2002) muestran que los modelos de regresión con *dummies* para contrastar el efecto enero están sesgados por la alta volatilidad del rendimiento en enero.

Cuadro 1: ANÁLISIS DEL EFECTO ENERO

	PCI 1	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5	PCI 6	PCI 7	PCI 8	PCI 9	PCI 10
Enero	9,63** (2,69)	8,37** (2,96)	6,80** (2,66)	5,90** (2,98)	4,26 (1,90)	4,23 (1,77)	3,69 (1,64)	3,23 (1,91)	3,38 (1,94)	3,71** (3,46)
Febrero	-7,99 (-1,93)	-5,84 (-1,61)	-5,00 (-1,53)	-2,79 (-1,05)	-1,71 (-0,63)	-1,14 (-0,45)	-1,40 (-1,22)	-0,24 (-0,54)	-3,35 (-1,03)	-0,41 (-0,23)
Marzo	-2,24 (-0,35)	-5,96 (-1,58)	-3,48 (-1,02)	-3,69 (-1,34)	-0,96 (-0,33)	-0,20 (-0,05)	-0,92 (-0,96)	0,12 (-0,32)	-0,87 (-0,31)	-3,22 (-1,94)
Abril	-6,74 (-1,63)	-7,58 (-2,45)	-3,61 (-1,21)	-2,23 (-0,94)	-1,06 (-0,41)	-2,15 (-0,89)	-1,22 (-1,24)	-0,64 (-0,81)	-1,52 (-0,73)	-2,52 (-1,81)
Mayo	-7,11 (-1,65)	-5,58 (-1,71)	-3,47 (-1,18)	-3,62 (-1,44)	-1,72 (-0,73)	-2,10 (-0,92)	-0,64 (-1,00)	-0,09 (-0,57)	-8,66 (-0,96)	-0,42 (-0,28)
Junio	-12,4** (-2,82)	-9,93** (-2,72)	-7,61* (-2,34)	-8,83** (-3,00)	-4,21 (-1,42)	-4,42 (-1,60)	-3,37 (-1,94)	-4,29* (-2,58)	-3,76 (-1,59)	-3,65* (-2,03)
Julio	-11,1** (-3,03)	-14,2** (-4,19)	-10,5** (-3,49)	-8,28** (-3,32)	-7,11** (-2,68)	-5,86* (-2,56)	-6,28** (-3,05)	-2,24 (-1,44)	-4,43* (-2,14)	-3,68** (-2,73)
Agosto	-10,04* (-2,17)	-9,00* (-2,27)	-6,78 (-1,94)	-7,06* (-2,43)	-3,92 (-1,24)	-4,18 (-1,41)	-3,92 (-1,95)	-4,02 (-1,96)	-2,97 (-1,44)	-2,87 (-1,21)

Cada año, todos los activos de la muestra son clasificados y asignados a diez carteras de acuerdo con su potencial de contratación impositiva. La cartera PCI 1 está formada por los títulos con un valor de su ratio PCI más elevado y, por tanto, que acumulan mayores pérdidas de capital, mientras que la cartera PCI 10 está formada por los títulos con un ratio PCI más bajo y que acumulan ganancias de capital. Para cada cartera PCI, presentamos la rentabilidad media en enero y las diferencias entre la rentabilidad media de los restantes meses del año y la correspondiente al mes de enero. Entre paréntesis el estadístico *t* robusto ante la presencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación en las perturbaciones del modelo [2]. En las dos últimas filas, los resultados de los contrastes *F* y *Kruskal-Wallis* (*p*-valor entre paréntesis).

\*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Cuadro 1: ANÁLISIS DEL EFECTO ENERO (continuación)

	PCI 1	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5	PCI 6	PCI 7	PCI 8	PCI 9	PCI 10
Septiembre	-14,3** (-3,29)	-12,6** (-2,99)	-10,0** (-3,04)	-8,34** (-3,16)	-8,01** (-2,81)	-8,15** (-2,67)	-5,90* (-2,42)	-6,82** (-3,02)	-4,67* (-2,02)	-6,28** (-3,64)
Octubre	-11,56* (-2,47)	-9,38* (-2,43)	-8,48* (-2,56)	-1,20 (-0,16)	-4,35 (-1,53)	-3,17 (-1,30)	-3,29 (-1,66)	-2,07 (-1,08)	-3,16 (-1,41)	-1,98 (-1,17)
Noviembre	-11,78* (-2,36)	-7,96* (-2,23)	-9,36* (-2,89)	-5,93* (-2,42)	-3,12 (-1,05)	-4,12 (-1,55)	-2,20 (-1,50)	-2,20 (-1,36)	-1,90 (-0,90)	-1,35 (-0,89)
Diciembre	-15,1** (-3,29)	-11,6** (-3,42)	-7,93** (-2,74)	-6,61** (-2,94)	-3,35 (-1,28)	-2,35 (-0,99)	-2,44 (-1,51)	-2,44 (-1,53)	-1,85 (-0,86)	-1,84 (-1,26)
Test <i>F</i> ( <i>p</i> -valor)	2,54** (0,00)	2,73** (0,00)	2,54** (0,00)	1,96* (0,03)	1,35 (0,20)	1,70 (0,07)	1,85* (0,04)	1,06 (0,52)	0,55 (0,86)	1,91* (0,04)
Test <i>K-W</i> ( <i>p</i> -valor)	19,29* (0,04)	36,5** (0,00)	24,8** (0,00)	31,5** (0,00)	15,09 (0,14)	12,99 (0,19)	13,15 (0,28)	16,16 (0,13)	12,23 (0,34)	23,70* (0,01)

Cada año, todos los activos de la muestra son clasificados y asignados a diez carteras de acuerdo con su potencial de contratación impositiva. La cartera PCI 1 está formada por los títulos con un valor de su ratio PCI más elevado y, por tanto, que acumulan mayores pérdidas de capital, mientras que la cartera PCI 10 está formada por los títulos con un ratio PCI más bajo y que acumulan ganancias de capital. Para cada cartera PCI, presentamos la rentabilidad media en enero y las diferencias entre la rentabilidad media de los restantes meses del año y la correspondiente al mes de enero. Entre paréntesis el estadístico *t* robusto ante la presencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación en las perturbaciones del modelo [2]. En las dos últimas filas, los resultados de los contrastes *F* y *Kruskal-Wallis* (*p*-valor entre paréntesis).

\*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, el valor del estadístico  $F$  permite rechazar para las carteras PCI 1, 2, 3, 4 y 10 la hipótesis nula de igualdad de la rentabilidad a lo largo de los distintos meses del año a niveles de significación inferiores al 5%. Utilizando el test no paramétrico de Kruskal-Wallis también se rechaza la hipótesis nula de igualdad mes a mes de la rentabilidad, para este conjunto de carteras.

No obstante, antes de terminar este apartado, debemos tener en cuenta que la imposición fiscal en España durante el periodo de estudio ha sufrido cambios importantes. Este periodo se ha caracterizado por situaciones fiscales diferentes en relación a la imposición sobre plusvalías y minusvalías. Durante los primeros años de análisis, la tributación sobre ganancias de capital se caracterizaba por integrar en la base imponible el saldo neto de las variaciones patrimoniales si era positivo y trasladarlo a ejercicios posteriores si era negativo.

A partir de la entrada en vigor de la reforma fiscal de 1991, el gravamen sobre ganancias de capital se caracterizaba principalmente por la aplicación de reducciones en función del periodo de permanencia de los activos en el patrimonio del inversor. Este sistema de memoria finita promovía la inmovilización de las inversiones, efecto *lock in*, ante la expectativa de alcanzar el plazo que daba lugar a la no sujeción de las plusvalías. Ya no se podían compensar las pérdidas de capital con otras fuentes de renta.

La reforma fiscal de 1996 elimina las reducciones por temporalidad e introduce coeficientes de actualización, modifica las normas de integración y compensación y las relativas al tipo de gravamen. Desde el 1 de enero de 1996 se utilizaba como mecanismo de corrección de la inflación en las variaciones patrimoniales el sistema de coeficientes de actualización sobre los valores de adquisición. Era necesario que, para aplicar estos coeficientes, el elemento patrimonial transmitido hubiera sido adquirido con al menos un año de antelación. Este sistema diferenciaba en función de que los incrementos o disminuciones patrimoniales se hubieran generado en más de dos años o en un periodo entre el año y un día y los dos años. Medidas que, como señala Rodrigo (2002), suponen mayores obstáculos en el mecanismo de la compensación.

En cambio, con el nuevo régimen impositivo, aplicable desde 1998, la novedad más destacable radica en que la compensación de pérdidas de capital, si se adquieren acciones homogéneas durante los dos meses anteriores o posteriores a su transmisión, queda sujeta al resultado patrimonial de esta nueva adquisición.

Es importante, por tanto analizar la estabilidad estructural de los resultados obtenidos previamente. Para ello, aplicamos el test de Chow en la ecuación de rentabilidad [2] fijando como fecha de corte el momento en el que entran en vigor las distintas reformas fiscales previamente mencionadas, al inicio de los años 1991, 1996 y 1998. Los resultados obtenidos son los que presentamos en el cuadro 2 para cada cartera y para la entrada en vigor de cada una de las reformas fiscales. Entre paréntesis presentamos el  $p$ -valor asociado al valor del estadístico  $F$  en cada uno de los contrastes. Sin embargo, no podemos rechazar la hipótesis de estabilidad estructural de los resultados, salvo en el caso de la cartera PCI 9 y en relación con la última reforma correspondiente a 1998. En esta ocasión, volvimos a regresar la ecuación [2] para ambas submuestras, observando como a partir de 1998 la cartera PCI 9 no obtiene una rentabilidad media en enero significativa y positiva, frente a los años anteriores.

Cuadro 2: ANÁLISIS DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL. TEST DE CHOW

	PCI 1	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5	PCI 6	PCI 7	PCI 8	PCI 9	PCI 10
RF 1991	0,86 (0,58)	0,72 (0,72)	0,66 (0,78)	0,40 (0,88)	0,74 (0,70)	0,90 (0,54)	1,40 (0,16)	0,95 (0,49)	0,36 (0,97)	0,99 (0,45)
RF 1996	0,60 (0,83)	0,70 (0,74)	0,72 (0,72)	0,71 (0,73)	0,58 (0,85)	0,58 (0,85)	1,00 (0,44)	0,66 (0,78)	1,03 (0,41)	0,74 (0,70)
RF 1998	0,74 (0,70)	0,74 (0,71)	1,11 (0,34)	0,30 (0,98)	0,48 (0,92)	1,15 (0,32)	0,65 (0,78)	0,75 (0,69)	2,02* (0,02)	1,27 (0,24)

Resultados del contraste de estabilidad estructural realizado a cada cartera PCI, estableciendo como fecha de corte la de entrada en vigor de cada una de las reformas fiscales existentes durante el período muestral. En cada caso, presentamos el valor obtenido por el test de Chow (*p*-valor entre paréntesis).

\* significatividad al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

Salvo esta excepción, tenemos que considerar que los resultados son estables en el tiempo, a pesar de los cambios en la legislación fiscal y de que las nuevas medidas han ido obstaculizando la compensación entre ganancias y pérdidas de capital. Por lo tanto, podemos afirmar que el efecto enero persiste en el mercado español en los años de estudio y concentrado en determinados activos.

### 3. ANÁLISIS DE LA HIPÓTESIS IMPOSITIVA

En este apartado, tratamos de contrastar la hipótesis de pérdidas fiscales utilizando las rentabilidades obtenidas por los distintos activos del mercado a lo largo del último y primer mes de negociación del año, así como los volúmenes de negociación. Veremos si los activos con una mayor (menor) probabilidad de ser contratados por motivos fiscales obtienen una rentabilidad significativamente superior a principios (finales) del año que en el último (primer) mes del año.

Planteamos el contraste para la rentabilidad de acciones individualizadas por dos razones fundamentales. En primer lugar, nos aseguramos del completo aprovechamiento de la información sobre el comportamiento de rentabilidades individuales, parte del cual podría perderse al considerar datos medios. Por otro lado, al trabajar con títulos individuales, evitamos las posibles arbitrariedades al construir carteras en función de la variable que, además, pretendemos examinar, lo que puede influir en los resultados, evitando así posibles resultados condicionados por el sesgo de *data mining* (Lo y MacKinlay, 1990).

#### 3.1. Análisis de la rentabilidad

Con el objeto de analizar si la negociación por motivos fiscales es relevante en la explicación del efecto enero, aplicamos un procedimiento de contraste para los meses de diciembre, en un primer conjunto de análisis, y de enero, en un segundo grupo de análisis, basado en la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973).

Las variables explicativas que incluimos en el contraste son las que consideramos relevantes en la actividad negociadora de los inversores en torno al cambio del año, es decir, aquellas características de los títulos que tienen en cuenta de forma agregada los inversores para tomar sus decisiones de compra y venta. Estas variables son, en primer lugar el potencial de contratación impositiva de los títulos (de acuerdo con el precio y volumen de negociación pasado de los mismos); en segundo lugar, como variables de control, incorporamos el nivel de capitalización bursátil de los mismos y dos medidas alternativas del nivel de riesgo asociado a dichos títulos, el nivel de riesgo sistemático, medido por el coeficiente beta y el nivel de riesgo total, medido por la desviación típica. El coeficiente beta, como medida del riesgo sistemático, es importante para los gestores de cartera que prefieren tener activos más arriesgados con el objetivo de alcanzar una rentabilidad superior a la del mercado. En cambio, la desviación típica asociada a las rentabilidades generadas por cada activo, como medida del riesgo total, representa una medida de la volatilidad asociada a cada activo. Aquellos activos más volátiles tienen una mayor probabilidad de obtener una elevada rentabilidad positiva o negativa, haciéndolos más proclives a ser objeto de negociación por motivos impositivos.

Siguiendo la metodología en dos etapas de Fama y MacBeth (1973), en una primera etapa estimamos dichas variables explicativas para cada activo  $i$  y para cada momento  $t$ . Mientras que la segunda etapa consiste en regresar los rendimientos de cada activo en función de dichas variables previamente estimadas de acuerdo con la expresión [3],

$$R_{it} = \alpha + \gamma_1 PCI_{it} + \gamma_2 \ln(tam)_{it} + \gamma_3 riesgo_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

donde  $R_{it}$  es el rendimiento de cada activo  $i$  en el periodo  $t$ ;  $PCI_{it}$  es el potencial de contratación impositiva de cada título  $i$  en el periodo  $t$ ;  $\ln(tam)_{it}$  representa el logaritmo neperiano<sup>6</sup> del tamaño de cada título  $i$  en el periodo  $t$ . Por último,  $riesgo_{it}$  representa el nivel de riesgo sistemático y total asociado a cada activo  $i$ , medidos respectivamente por el coeficiente beta y la desviación típica de las rentabilidades.

En relación a la estimación del coeficiente beta, al final de cada año los activos son ordenados en diez carteras en función de su nivel de capitalización bursátil. La rentabilidad de cada cartera  $p$  es calculada como media equiponderada de las rentabilidades mensuales de los activos incluidos en dicha cartera. Finalmente, para cada una de las series de rentabilidad generadas, se estima el modelo de mercado a partir de los 60 datos mensuales previos. Formalmente,

$$R_{pt} = \alpha + \beta_p \cdot R_{mt} + v_{pt} \quad \begin{matrix} p = 1 \dots 10 \\ t = -60 \dots -1 \end{matrix} \quad [4]$$

donde  $R_{mt}$  es la rentabilidad del mercado equiponderada y  $\beta_p$  es el coeficiente beta correspondiente a cada cartera  $p$ . De manera que, la beta asignada a cada activo  $i$  es el coeficiente estimado de la cartera en la que el activo  $i$  está incluido. Como señalan Marín y Rubio (2001), cuando se estiman betas de activos individuales con cinco años de datos mensuales existe un considerable ruido en el estimador<sup>7</sup>, lo que sugiere que los errores en la estimación de betas individuales son importantes con relación a los verdaderos valores de las betas. Una posible forma de solventar este problema consiste en trabajar con carteras en lugar de hacerlo con activos individuales<sup>8</sup>. De este modo, a través del efecto de la diversificación se puede eliminar el riesgo idiosincrático de carteras con un número suficiente de activos. En cuanto al cálculo de la desviación típica de las rentabilidades asociada a cada título individual, ésta ha sido obtenida empleando la misma base de rentabilidades mensuales, para permitir la comparación.

En el cuadro 3 se presentan los valores promedio de la distribución de coeficientes estimados para los 15 meses de diciembre (primer conjunto de regresiones) y los 15 meses de enero (segundo conjunto de regresiones). La significati-

(6) Con el objetivo de linealizar la relación entre los rendimientos medios y la variable explicativa asociada al tamaño de los títulos.

(7) Cuanto mayor sea la varianza del estimador de  $\beta_{im}$ ,  $\sigma_{\hat{\beta}_{im}}^2$ , el estimador contiene mayor ruido y, por tanto, un mayor error de estimación.

(8) Otra posibilidad consiste en utilizar una serie larga de rendimientos. Sin embargo, esta opción depende de que el valor de  $\beta_{im}$  sea estacionario a lo largo del tiempo, lo que puede ser un supuesto difícil de aceptar.

Cuadro 3: ANÁLISIS DE LA RENTABILIDAD DE LOS ACTIVOS INDIVIDUALES

Intercepto	PCI	Tamaño	Beta	Desv. Típica	R <sup>2</sup> Aj.
Panel A: Rentabilidades en diciembre					
1,25 (0,32)	-2,15** (-2,98)				0,29
0,98 (0,21)	-1,96* (-2,39)	2,46* (2,13)	1,27 (1,89)		0,27
1,15 (0,27)	-1,90* (-2,27)	2,17* (2,05)		1,48* (2,15)	0,26
Panel B: Rentabilidades en enero					
-0,48 (0,76)	2,86* (2,11)				0,24
1,63 (0,84)	2,95 (1,71)	-1,89* (-2,33)	1,07* (1,99)		0,23
-0,82 (0,24)	2,82 (1,64)	-1,28* (-2,06)		1,42* (2,04)	0,20

Estimación de los coeficientes de la regresión en dos etapas de las rentabilidades en torno al cambio del año de los activos individuales. La variable PCI ha sido calculada a partir de la ecuación [1] empleando los datos de precio y volumen de negociación diarios. Las betas han sido calculadas empleando las 10 carteras construidas según el nivel de capitalización bursátil de los títulos. En el cuadro aparece la media temporal de los 15 coeficientes obtenidos de las regresiones de sección cruzada. Ha sido empleado un error estándar robusto para el cálculo del estadístico *t* de significatividad individual. \*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

dad individual de las variables es medida a través del estadístico  $t(\hat{\gamma}_j) = \hat{\gamma}_j / \hat{\sigma}_{\gamma_j}$ . Debemos indicar que es incorrecto computar el error estándar de los estimadores ignorando que ha sido necesario estimar las variables explicativas, ya que así obtendríamos una varianza menor que podría provocar conclusiones incorrectas en el análisis de significatividad individual. Es por ello que, de acuerdo con lo establecido por Shanken (1996), la varianza de los estimadores de la ecuación [3] debe ser corregida mediante un factor de ajuste [5],

$$\left( 1 + \frac{\hat{\gamma}_j^2}{\hat{\sigma}_{\gamma_j}^2} \right) \quad [5]$$

En el Panel A recogemos la media de los coeficientes estimados correspondientes al mes de diciembre de las variables PCI, tamaño y riesgo, medido alternativamente como riesgo sistemático por el coeficiente beta y riesgo total por la desviación típica (entre paréntesis presentamos el estadístico *t* de significatividad individual), así como el valor del coeficiente *R*<sup>2</sup> ajustado.

El coeficiente de la variable PCI es negativo y significativo después de controlar por tamaño y riesgo. Esto implica que los activos con mayor PCI (perdedores) son los que obtienen una menor rentabilidad en diciembre, o que los activos con menor PCI (ganadores) son los que obtienen la mayor rentabilidad en diciembre. Resultado consistente con la hipótesis de pérdidas fiscales. Podemos ver en el cuadro que el valor del coeficiente PCI es  $-1,9$ . Esto implica que el efecto del potencial de contratación impositiva en la rentabilidad de diciembre será por término medio del  $1,9\%$ . Debido a que el valor de PCI puede variar entre cero y uno, la rentabilidad de un título con PCI igual a uno será el  $1,9\%$  inferior que la rentabilidad de un activo con PCI igual a cero.

El coeficiente de la variable tamaño es positivo y significativo, consistente con la evidencia empírica previa, que documenta que los títulos de menor tamaño experimentan una menor rentabilidad en diciembre que los títulos de mayor tamaño. Por otro lado, el coeficiente asociado a cada una de las variables riesgo consideradas es positivo y significativo (en el caso del riesgo beta, a un nivel de significación del  $10\%$ ). Esto implica que los títulos de mayor riesgo obtienen una mayor rentabilidad en diciembre que los de menor riesgo. Esto es consistente, no obstante, con la expectación de que los títulos con mayor riesgo obtienen una mayor rentabilidad en todos los periodos para compensar a los inversores por la mayor cantidad de riesgo asumida.

En el Panel B presentamos los resultados obtenidos para los meses de enero. En este caso el coeficiente PCI es positivo y significativo implicando que los títulos con un elevado PCI obtienen una mayor rentabilidad en el mes de enero que los activos con bajo PCI (ganadores), consistente con la hipótesis de pérdidas fiscales. La diferencia en rentabilidad para un activo con PCI igual a uno y otro activo con un PCI igual a cero es del  $2,8\%$  durante el primer mes del año. Los coeficientes de las variables tamaño y riesgo también son significativos y del signo esperado. Sin embargo, se observa en este caso como el coeficiente PCI pierde significatividad después de controlar por tamaño y riesgo.

Dentro del análisis correspondiente al mes de enero, y teniendo en cuenta la evidencia empírica obtenida en el apartado anterior, en el que observábamos que la cartera PCI 10 obtenía una rentabilidad media en enero positiva y significativa, realizamos un análisis adicional para distinguir entre la realización de pérdidas y ganancias fiscales a principios de año. Con el objetivo de distinguir entre las ventas por pérdidas fiscales y las ventas por ganancias fiscales, estudiamos de forma aislada los activos con una menor probabilidad de contratación impositiva y que se presupone no estarán afectados por las ventas por pérdidas fiscales. Es por ello que el modelo de regresión empleado previamente para todos los activos del mercado es estimado exclusivamente con el conjunto de activos que representan la cartera con más bajo PCI.

Los resultados obtenidos son los que presentamos en el cuadro 4. En el Panel A se incluyen los resultados para el mes de diciembre y en el Panel B los resultados para el mes de enero. En ellos observamos como el coeficiente PCI es significativo y negativo para el mes de enero, no siendo significativamente distinto de cero para el mes de diciembre. Resultados que se mantienen después de controlar por tamaño y riesgo. Como consecuencia, podemos considerar como posible interpretación de estos resultados que el efecto enero también es consecuencia de la realización de ganancias de capital a principios de año.

Cuadro 4: ANÁLISIS DE LA HIPÓTESIS DE GANANCIAS FISCALES

Intercepto	PCI	Tamaño	Beta	Desv. Típica	R <sup>2</sup> Aj.
Panel A: Rentabilidades en diciembre					
0,81 (0,69)	-1,71 (1,14)				0,19
0,32 (0,83)	-2,80 (0,83)	1,39* (2,18)	1,04 (1,85)		0,26
-0,98 (0,77)	-2,68 (0,67)	1,69* (2,37)		0,48 (1,79)	0,26
Panel B: Rentabilidades en enero					
-0,47 (0,42)	-1,84* (-2,31)				0,18
-0,41 (0,87)	-0,48* (-2,23)	-2,15* (-2,22)	-1,54 (-1,22)		0,23
-0,22 (0,87)	-0,37* (-1,99)	-1,54 (-1,34)		-1,25 (-1,74)	0,22

Estimación de los coeficientes de la regresión en dos etapas de las rentabilidades correspondientes a los meses de diciembre y enero de los activos que han acumulado mayores ganancias de capital. Las betas han sido calculadas empleando las 10 carteras construidas según el nivel de capitalización bursátil de los títulos. En el cuadro aparece la media temporal de los 15 coeficientes obtenidos de las regresiones de sección cruzada. Ha sido empleado un error estándar robusto para el cálculo del estadístico *t* de significatividad individual. \* significatividad al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

### 3.2. Análisis del volumen de negociación

La hipótesis impositiva tiene importantes implicaciones sobre cómo el volumen de negociación varía en los activos afectados. Según Lakonishok y Smidt (1986), las acciones que han experimentado una disminución de sus precios y que tienen una mayor probabilidad de formar parte de estrategias impositivas deben tener un mayor volumen de negociación a lo largo del año, tendiendo a concentrarse al final de cada año. Por otro lado, el volumen de negociación de las acciones perdedoras (alto PCI) será mayor en enero que el volumen de las acciones ganadoras (bajo PCI). Esto es debido a que los activos que durante el mes de diciembre han sido objeto de negociación por motivos impositivos están infravalorados a principios del nuevo año, así es percibido por los inversores que vuelven a adquirirlos en el mes de enero siguiente restableciéndose sus niveles de equilibrio.

Siguiendo a Lo y Wang (2000), consideramos que la mejor y más consistente medida de volumen de negociación de los activos es la rotación de los mismos, obtenida a través del cociente entre el número de títulos negociados durante el mes, y el número de títulos admitidos a negociación. Adicionalmente, y de acuer-

do con los más recientes análisis sobre volumen de negociación, realizados por Yermack (1997) y Tkac (1999) entre otros, empleamos un modelo de mercado para evaluar el volumen de negociación ajustado al mercado.

Para estimar la rotación ajustada, empleamos el modelo de mercado [6] para cada acción  $i$ , empleando la rotación mensual obtenida en los 36 meses previos,

$$Rot_{it} = \alpha_i + \beta_i Rot_{mt} + \mu_{it} \quad \begin{matrix} i = 1 \dots 133 \\ t = -36 \dots -1 \end{matrix} \quad [6]$$

en el que  $Rot_{it}$  representa la rotación del título  $i$  en el mes  $t$  y  $Rot_{mt}$  es la rotación del mercado, medida a través de la rotación media de todos los títulos que cotizan en el mercado en ese mes.

Los parámetros estimados en [6] son empleados en la ecuación [7] para obtener la rotación ajustada al mercado,

$$ARot_{it} = Rot_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i Rot_{mt} \quad [7]$$

De este modo obtenemos la fracción de acciones desembolsadas por la empresa  $i$  en el mes  $t$  que se negocian en el mercado bursátil después de extraer los efectos globales del mercado.

Las medias de la rotación ajustada de cada una de las 10 carteras PCI para cada uno de los meses del año aparecen en el cuadro 5. Tal y como señalan Lakonishok y Smidt (1986), las acciones que tienen una alta probabilidad de ser negociadas por razones fiscales experimentan una rotación ajustada positiva y significativa a lo largo del año, estas son las correspondientes a las carteras PCI 1 y PCI 2. No obstante, la cartera PCI 10, que contiene los activos que acumulan mayores ganancias de capital durante el año también tiene una rotación ajustada media mensual positiva. El resto de carteras, en cambio, presentan una rotación ajustada media negativa, que en el caso de las carteras PCI 7 a PCI 9 son significativas.

Con el objeto de analizar las variables explicativas de la rotación ajustada media observada de los activos en torno al cambio del año, realizamos un análisis de sección cruzada en la misma línea que el empleado en el apartado anterior para el análisis de rentabilidad. En este caso el modelo empleado responde a la expresión [8],

$$ARot_{it} = \alpha + \gamma_1 PCI_{it} + \gamma_2 \ln(tam)_{it} + \gamma_3 riesgo_{it} + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

donde  $ARot_{it}$  es la rotación ajustada media de cada activo  $i$  en el periodo  $t$ ;  $PCI_{it}$  es el potencial de contratación impositiva de cada título  $i$  en el periodo  $t$ ;  $\ln(tam)_{it}$  representa el tamaño de cada título  $i$  en el periodo  $t$ . Por último,  $riesgo_{it}$  representa el nivel de riesgo sistemático y total asociado a cada activo  $i$ , medidos respectivamente por el coeficiente beta y la desviación típica de las rentabilidades.

Los resultados obtenidos son los que presentamos en el cuadro 6. En este caso no obtenemos diferencias significativas entre el final y principio del año para la variable PCI. En ambos casos se observa cómo son los activos con un mayor riesgo sistemático y menor tamaño los que tienen una capacidad explicativa significativa sobre las variaciones en torno al cambio de año en las rotaciones ajustadas medias de los activos individuales.

Cuadro 5: ROTACIONES AJUSTADAS MEDIAS SEGÚN EL POTENCIAL DE CONTRATACIÓN IMPOSITIVA

	PCI 1	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5	PCI 6	PCI 7	PCI 8	PCI 9	PCI 10
Enero	1,84* (2,47)	1,37* (2,23)	-0,09 (-0,36)	-0,12 (-0,72)	-0,47 (-1,43)	0,04 (0,24)	-0,67* (-2,56)	-0,71** (-2,61)	-0,55 (-1,74)	0,96* (2,50)
Febrero	1,94* (2,46)	1,31 (1,93)	-0,05 (-0,19)	-0,05 (-0,25)	-0,45 (-1,37)	-0,15 (-0,98)	-0,71* (-2,53)	-0,63* (-2,41)	-0,71* (-2,19)	1,16* (2,06)
Marzo	2,23* (2,56)	1,51* (2,08)	-0,17 (-0,85)	-0,10 (-0,52)	-0,43 (-1,38)	-0,11 (-0,84)	-0,78* (-2,22)	-0,71 (-1,96)	-0,68* (-2,02)	1,32* (2,32)
Abril	2,23** (3,16)	1,47* (2,48)	-0,12 (-0,64)	-0,11 (-0,81)	-0,36 (-1,15)	-0,12 (-0,88)	-0,68* (-2,38)	-0,76** (-3,29)	-0,59* (-2,20)	1,33** (2,74)
Mayo	1,97** (2,63)	1,23 (1,94)	-0,04 (-0,19)	-0,06 (-0,42)	-0,46 (-1,36)	0,09 (0,05)	-0,70* (-2,39)	-0,58 (-1,62)	-0,52 (-1,87)	1,12* (1,93)
Junio	2,04** (3,01)	1,49** (2,65)	-0,13 (-0,74)	-0,08 (-0,68)	-0,50 (-1,71)	0,02 (0,13)	-0,50 (-1,35)	-0,71* (-2,29)	-0,58* (-2,21)	1,35** (3,10)
Julio	2,44** (2,57)	1,73* (2,22)	-0,27 (-1,96)	-0,17 (-1,28)	-0,61 (-1,60)	0,08 (0,03)	-0,81* (-2,21)	-0,84* (-2,02)	-0,83* (-2,14)	1,32* (2,12)
Agosto	3,05** (3,38)	2,31** (3,17)	-0,29 (-2,11)	-0,22 (-1,57)	-0,77* (-2,27)	-0,23 (-1,85)	-0,98** (-2,76)	-0,94 (-1,92)	-0,90** (-2,96)	1,53* (2,56)

Cada año todos los activos de la muestra son clasificados y asignados a diez carteras de acuerdo con su potencial de contratación impositiva. La cartera PCI 1 está formada por los títulos con un valor de su ratio PCI más elevado (cartera perdedora), mientras que la cartera PCI 10 está formada por los títulos con un ratio PCI más bajo (cartera ganadora). Para cada cartera PCI, presentamos la rotación ajustada media porcentual de enero a diciembre. Entre paréntesis el estadístico *t* de significatividad.

\*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Cuadro 5: ROTACIONES AJUSTADAS MEDIAS SEGÚN EL POTENCIAL DE CONTRATACIÓN IMPOSITIVA (continuación)

	PCI 1	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5	PCI 6	PCI 7	PCI 8	PCI 9	PCI 10
Septiembre	2,51** (2,92)	2,14** (2,87)	-0,28 (-1,91)	-0,12 (-0,80)	-0,79* (-2,37)	-0,13 (-0,67)	-0,91** (-2,69)	-0,71 (-1,57)	-0,96** (-2,90)	1,47* (2,43)
Octubre	1,72* (2,56)	1,40* (2,43)	-0,38** (-2,77)	-0,11 (-0,68)	-0,53 (-1,88)	0,07 (0,28)	-0,38 (-1,01)	-0,57 (-1,74)	-0,86** (-2,85)	1,11* (2,36)
Noviembre	2,59** (2,89)	1,89** (2,61)	-0,20 (-1,17)	-0,24* (-2,06)	-0,68* (-2,21)	-0,02 (-0,16)	-0,83* (-2,36)	-0,84* (-2,11)	-0,84** (-2,72)	1,49* (2,45)
Diciembre	2,13* (2,47)	1,67* (2,33)	-0,25 (-1,81)	-0,28** (-3,09)	-0,70* (-2,08)	-0,11 (-0,75)	-0,58 (-1,67)	-0,67 (-1,73)	-0,76* (-2,32)	1,29* (2,09)

Cada año todos los activos de la muestra son clasificados y asignados a diez carteras de acuerdo con su potencial de contratación impositiva. La cartera PCI 1 está formada por los títulos con un valor de su ratio PCI más elevado (cartera perdedora), mientras que la cartera PCI 10 está formada por los títulos con un ratio PCI más bajo (cartera ganadora). Para cada cartera PCI, presentamos la rotación ajustada media porcentual de enero a diciembre. Entre paréntesis el estadístico *t* de significatividad.

\*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 6: ANÁLISIS DE LA ROTACIÓN AJUSTADA MEDIA DE LOS ACTIVOS INDIVIDUALES**

Intercepto	PCI	Tamaño	Beta	Desv. Típica	R <sup>2</sup> Aj.
Panel A: Rotaciones ajustadas medias en diciembre					
-0,68 (-0,82)	0,46 (1,93)				0,23
-1,25 (-0,51)	0,39 (1,12)	-0,76* (-2,05)	1,45 (1,94)		0,21
-1,08 (-0,56)	0,25 (1,21)	-0,47* (-2,03)		0,75 (1,68)	0,19
Panel B: Rotaciones ajustadas medias en enero					
-0,45 (-0,76)	0,81 (1,95)				0,20
1,28 (1,01)	0,92 (1,65)	-0,47* (-2,08)	1,19* (2,02)		0,17
0,88 (1,12)	0,45 (1,46)	-0,39* (-1,97)		0,85 (1,90)	0,19

Estimación de los coeficientes de la regresión en dos etapas de las rotaciones en torno al cambio del año de los activos individuales. La variable PCI ha sido calculada en base a la ecuación [1] empleando los datos de precio y volumen de negociación diarios. Las betas han sido calculadas empleando las 10 carteras construidas según el nivel de capitalización bursátil de los títulos. En el cuadro aparece la media temporal de los 15 coeficientes obtenidos de las regresiones de sección cruzada. Ha sido empleado un error estándar robusto para el cálculo del estadístico *t* de significatividad individual. \* significatividad al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

Concretamente, se observa cómo en el mes de diciembre los títulos de reducido tamaño alcanzan una significativa rotación ajustada media, habiendo observado previamente una relación significativa y de sentido inverso entre rentabilidad y tamaño de los títulos en dicho mes. Esto nos permite suponer que los títulos de reducido tamaño han sido objeto de negociación en diciembre como consecuencia de estrategias de inversión encaminadas a deshacerse de dichos activos. Activos que, a principios de un nuevo año, están infravalorados. Así es percibido por los inversores que vuelven a adquirirlos en el mes de enero siguiente, alcanzando de nuevo una significativa rotación ajustada media y restableciendo de este modo sus niveles de equilibrio, como muestra la relación significativa y positiva entre rentabilidad y tamaño de los títulos a comienzos de año.

En el mes de enero también se observa cómo son los títulos con mayor riesgo sistemático los que experimentan una significativa rotación ajustada media, asociado también a un significativo incremento en la rentabilidad.

La significatividad de estas variables de control nos permite considerar que el fenómeno que se produce en el mercado en torno al cambio del año no viene

explicado exclusivamente por motivos fiscales y existen explicaciones alternativas a la impositiva. Consideración esta última que presentamos más detenidamente en el apartado siguiente.

#### 4. EXPLICACIONES ALTERNATIVAS: EL MAQUILLAJE DE CARTERAS

Debemos tener en cuenta que parte de la evidencia presentada previamente en relación con la hipótesis impositiva puede ser también consistente con explicaciones alternativas del efecto enero y, principalmente, la hipótesis de maquillaje de carteras, como comentábamos en el apartado introductorio.

Siguiendo a Poterba y Weisbenner (2001), la persistencia temporal del efecto enero puede ser interpretada como evidencia a favor de la hipótesis de maquillaje o del impacto en el mercado del comportamiento negociador de los inversores institucionales, que no se ven afectados por los cambios en el régimen fiscal de las imposiciones sobre ganancias de capital de las personas físicas producidos durante los años de estudio.

No obstante, y a pesar de que ambas hipótesis tienen predicciones similares del comportamiento de las rentabilidades en torno al cambio de año, el objetivo de este apartado es el de establecer una serie de diferencias entre ambas, basadas en un factor temporal y otro estratégico.

##### 4.1. Diferencias estratégicas

Según la hipótesis de maquillaje, los gestores profesionales de cartera tienen un comportamiento inversor muy diferente entre el final de un año y el principio del siguiente.

A finales de año los inversores institucionales deben hacer pública la composición de sus carteras. Con el objetivo básicamente de presentar en el informe anual una cartera adecuada a sus intereses profesionales, son propensos especialmente a vender activos de reducido tamaño o aquellos títulos que han tenido un comportamiento perdedor, ya que son menos atractivos.

Sin embargo, una vez pasado este periodo de publicación del informe anual, comienza un nuevo periodo de evaluación para los gestores, siendo éste un momento en el que interesa llevar a cabo una política de inversión más agresiva que permita obtener mejores resultados y poder batir de este modo a su *benchmark*. A principios de año, por tanto, sus estrategias de inversión se caracterizan por adquirir títulos de reducido tamaño y elevado riesgo sistemático.

Los resultados obtenidos previamente en los cuadros 3 y 6, en las que introducimos las variables de control tamaño y riesgo, son favorables a esta segunda hipótesis. Concretamente en el cuadro 3 podemos observar cómo en diciembre los títulos perdedores y de reducido tamaño obtienen una menor rentabilidad, asociada en el caso de los títulos de reducido tamaño a un significativo volumen de negociación (cuadro 6). Resultado al que puede contribuir la actuación de los inversores institucionales encaminada a deshacerse de dichos activos para que no aparezcan en la composición de sus carteras.

En cambio, a principios de un nuevo año los títulos de reducido tamaño y mayor riesgo sistemático obtienen una rentabilidad significativa y positiva (cua-

dro 3), asociada a un significativo volumen de negociación (cuadro 6). Resultados que pueden venir explicados por el comportamiento negociador de los inversores institucionales que es en este momento del año cuando están especialmente preocupados por batir a su *benchmark*, realizando estrategias de inversión más arriesgadas con el objetivo de alcanzar una rentabilidad superior a la del mercado.

Señalamos finalmente que la adicional consideración de la hipótesis de maquillaje contribuye a completar la explicación de los resultados obtenidos en rentabilidad y volumen de negociación.

#### 4.2. Diferencias de timing

No obstante, mientras que la hipótesis impositiva tiene como único escenario el cambio de año, ya que se corresponde con el final del año fiscal para los inversores individuales, hay que tener en cuenta que las carteras gestionadas profesionalmente pueden ser maquilladas al final de cada trimestre, ya que es con esa periodicidad con la que tienen que hacer pública la información relativa a la evolución de su gestión y la composición de sus carteras.

Adicionalmente consideramos que el comportamiento descrito de los inversores institucionales se centra no en el mes sino en los días cercanos al cambio del año. Tomando como base la evidencia empírica previa para el mercado español obtenida por Torre y Fernández (2002), que detectan una mayor rentabilidad de los fondos de inversión de renta variable española en los primeros 5 días de cada trimestre en el periodo 1990-1998, realizamos el análisis basándonos en este periodo temporal. Posteriormente, Matallín (2003) evidencia para el periodo 1998-2001 cómo la estacionalidad proporciona rendimientos positivos, especialmente en el cambio de año, final de mes y comienzo de semestre, fundamentalmente derivada de una estrategia de los gestores de fondos que tienen como objetivo mejorar sus resultados.

Siguiendo el planteamiento de Charhart *et al.* (2002), se introducen las siguientes variables *dummies* que toman valor 1 en aquellos días indicados y 0 en caso contrario. Así, las variables “comienzo de año”  $CA_t$  y “final de año”  $FA_t$  toman valor 1 si  $t$  corresponde efectivamente a los primeros 5 días del año y últimos 5 días del año respectivamente con valor de mercado. De la misma forma se definen las variables “comienzo de trimestre”  $CT_t$  y “final de trimestre”  $FT_t$ , pero para días a su vez que no sean ni final ni comienzo de año. Así se obtiene la expresión,

$$R_{pt} = \alpha_p + ca_p CA_t + fa_p FA_t + ct_p CT_t + ft_p FT_t + \varepsilon_{pt} \quad [9]$$

donde  $R_{pt}$  es la rentabilidad de la cartera  $p$  el día  $t$ ;  $ca_p$  refleja la rentabilidad diferencial obtenida por la cartera  $p$  los primeros 5 días del año;  $fa_p$  es la rentabilidad diferencial obtenida por término medio por la cartera  $p$  durante los últimos 5 días del año y  $ct_p$  y  $ft_p$  reflejan la rentabilidad diferencial promedio obtenida por la cartera  $p$  los 5 primeros y últimos días de trimestre respectivamente, sin incluir el principio y final de año.

Un resultado favorable a la hipótesis de maquillaje sería aquel que nos indicase que la rentabilidad obtenida los primeros días del año y de trimestre, frente al resto del año, es positiva y significativa. Mientras que la rentabilidad obtenida a finales de

Cuadro 7: ANÁLISIS DE ESTACIONALIDAD. HIPÓTESIS DE MAQUILLAJE

	T 1	T 2	T 3	T 4	T 5	T 6	T 7	T 8	T 9	T 10
Intercepto	-0,08 (-0,00)	0,42 (1,41)	0,35 (1,14)	0,01 (0,08)	0,01 (0,05)	0,04 (0,28)	-0,02 (-0,12)	-0,05 (-0,36)	0,02 (0,19)	0,12 (1,90)
CA	3,74* (3,40)	2,38* (2,32)	1,74* (2,36)	1,42* (2,07)	2,03* (1,97)	1,06 (1,86)	1,52 (1,64)	1,23 (1,65)	0,97 (1,37)	1,25 (1,22)
FA	-0,33* (-1,97)	-0,25 (-0,40)	-0,16 (-0,29)	-1,15 (-1,37)	-0,27 (-0,29)	0,25 (0,45)	0,41 (0,54)	-0,36 (-0,41)	0,73 (1,07)	-0,03 (-0,06)
CT	0,22 (0,37)	0,52 (1,49)	0,31 (0,68)	0,28 (0,82)	0,11 (0,23)	0,46 (1,45)	0,23 (0,56)	0,13 (0,29)	0,28 (0,72)	0,27 (0,75)
FT	-0,02 (-0,05)	-0,09 (-0,18)	-0,67 (-1,54)	-0,28 (-0,66)	-0,31 (-0,68)	-0,30 (-0,66)	0,20 (0,48)	0,36 (0,86)	0,38 (1,05)	0,10 (0,24)
Test <i>F</i> ( <i>p</i> -valor)	3,63 (0,00)	2,36 (0,02)	2,52 (0,01)	2,72 (0,01)	2,58 (0,01)	0,67 (0,66)	0,56 (0,75)	0,90 (0,48)	1,32 (0,24)	1,39 (0,21)
Test K-W ( <i>p</i> -valor)	11,0** (0,00)	5,28* (0,02)	5,61* (0,02)	4,98* (0,03)	2,28 (0,13)	0,60 (0,43)	0,93 (0,33)	0,47 (0,49)	0,93 (0,33)	0,94 (0,34)

Realizamos un análisis de estacionalidad por el que obtenemos la rentabilidad diferencial obtenida durante los 5 primeros y últimos días de negociación del año y del trimestre. El análisis ha sido efectuado para cada una de las 10 carteras construidas en función del nivel de capitalización bursátil de los títulos al final de cada año. Entre paréntesis presentamos el estadístico *t* robusto ante la presencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación en las perturbaciones del modelo. En las dos últimas filas, los resultados de los contrastes *F* y Kruskal-Wallis (*p*-valor entre paréntesis).

\*\* y \* significatividad al 1% y 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

diciembre y del resto de trimestres es, frente al resto del año, negativa y significativa. Este resultado sería una muestra de la presión que sobre el precio de los activos producen estrategias basadas en el maquillaje de carteras institucionales.

Los resultados obtenidos son los que presentamos en el cuadro 7. Para ello han sido clasificados los títulos de la muestra en diez carteras en función del nivel de capitalización bursátil que presentan al final de cada año<sup>9</sup>. Así, la cartera denominada T1 incluye aquellos títulos con menor nivel de capitalización bursátil y la cartera denominada T10 está compuesta por los títulos de mayor tamaño del mercado. Se observa un marcado efecto enero para las carteras T1 a T5, resultados corroborados por el test paramétrico  $F$  y el contraste no paramétrico de Kruskal Wallis. Sin embargo, es tan sólo la cartera T1 (formada por los títulos de menor tamaño del mercado) la que presenta una rentabilidad para los últimos 5 días de diciembre negativa y significativamente inferior al resto del año. Estos resultados son favorables a la hipótesis de maquillaje de carteras como posible explicación del efecto enero, según la cual los gestores comprarán activos de reducido tamaño a principios de año, esto es, comenzarán el año adoptando posiciones más agresivas que en el periodo temporal anterior.

En cuanto al cambio de trimestre, a pesar de que las rentabilidades diferenciales obtenidas son del signo esperado, no presentan una rentabilidad media significativamente distinta de cero para los 5 primeros y últimos días de trimestre. Estos resultados pueden venir motivados, como señalan Athanassakos y Schnabel (1994), por gestores que habiendo batido a su *benchmark* a principios de año, deciden durante el resto del año seguir al mercado comprando y manteniendo en su cartera aquellos títulos que constituyen su *benchmark*. En ese caso, la ausencia de un comportamiento agregado de la inversión institucional a mediados de año, explicaría la ausencia de un efecto significativo en las rentabilidades de los títulos.

No obstante, una interpretación conservadora de los resultados, teniendo en cuenta los obtenidos previamente, sería la de considerar que es en torno al cambio del año cuando confluye la negociación de los gestores individuales e institucionales afectando de forma significativa a la cotización de los títulos.

## 5. CONCLUSIONES

El estudio de las anomalías en el mercado de acciones es un tema ampliamente tratado en la literatura financiera internacional, aunque sigue siendo de indudable interés, como refleja el amplio número de artículos recientes que lo analizan. Entre las principales aportaciones de este estudio destacamos la persistencia temporal del efecto enero en el mercado español, el tratar de explicar las causas del comportamiento observado y realizar el estudio desde un punto de vista novedoso, al basarse en una medida alternativa del potencial de contratación impositiva.

Uno de los aspectos que consideramos relevantes de este estudio consiste en el empleo de una medida del potencial de contratación impositiva de los títulos

---

(9) Consideramos que es más interesante realizar este análisis de estacionalidad sobre las carteras construidas por tamaño ya que esta variable tiene un mayor significado económico en el análisis de la hipótesis de maquillaje de carteras, como documentábamos previamente.

basada en la evolución de los precios bursátiles y el volumen de negociación asociado a los mismos y que permite su utilización como variable explicativa de las variaciones de sección cruzada en la rentabilidad y rotación de los activos, ya que la evidencia empírica previa empleaba fórmulas alternativas de esta característica con la finalidad exclusiva de distinguir entre activos ganadores y perdedores.

Hemos podido apreciar la permanencia del conocido efecto enero en los 15 años objeto de estudio y cómo dicho fenómeno se concentra principalmente en los títulos que a finales de año acumulan mayores pérdidas de capital. Sin embargo, estos resultados se mantienen estables en el tiempo, a pesar de las distintas reformas fiscales existentes durante el periodo de estudio y que han conducido a obstaculizar la compensación entre ganancias y pérdidas patrimoniales. Resultados que se mantienen en los primeros y últimos 5 días del año para los títulos de menor tamaño, y que sin embargo no se aprecia en torno al cambio de trimestre.

Estos resultados de serie temporal han sido ratificados con el análisis de sección cruzada realizado a las rentabilidades y rotación de los activos individuales en torno al cambio del año. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la relevancia del potencial de contratación impositiva de los títulos para explicar las variaciones en rentabilidad en torno al cambio del año. No obstante, también se observa como el signo y significatividad de las variables tamaño y riesgo (consideradas variables de control en el análisis de la hipótesis impositiva) pueden venir explicados por motivaciones de maquillaje por parte de la inversión institucional.

De manera que, una interpretación conjunta de los resultados sería considerar que el efecto enero se produce como consecuencia de la convergencia en torno al cambio del año de la actuación de los inversores individuales e institucionales que, movidos por motivos de negociación diferentes, producen la presión sobre los precios que hemos documentado.

Por último, teniendo en cuenta la persistencia temporal del efecto enero, consideramos la importancia de continuar esta línea de investigación analizando no sólo las causas explicativas de este fenómeno<sup>10</sup> sino también el impacto en la eficiencia del mercado<sup>11</sup> y la capacidad de los inversores para realizar estrategias de inversión que permitan aprovechar su existencia, para cuyo análisis sería interesante disponer de la información relativa a las órdenes de compra y venta diarias de los distintos activos negociados en el mercado.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ackert, L. y G. Athanassakos (2000): "Institutional Investors, Analyst Following, and the January Anomaly", *Journal of Business Finance and Accounting*, n.º 27, págs. 469-485.
- Athanassakos, G. y J. Schnabel, (1994): "Professional Portfolio Managers and the January effect: Theory and Evidence", *Review of Financial Economics*, n.º 4, págs.79-91.

---

(10) Somos conscientes de que existen otras posibles explicaciones relacionadas con el efecto enero y que no han sido consideradas en este estudio. Este es el caso de la hipótesis de información. Sin embargo los resultados obtenidos por López y Marhuenda (2002) no son favorables a la capacidad de esta hipótesis como explicativa del efecto enero en el mercado español.

(11) Ver Gómez-Bezares (2000).

- Basarrate, B. y G. Rubio, (1994a): "La imposición sobre plusvalías y minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores", *Revista Española de Economía*, n.º 11, págs. 247-277.
- Basarrate, B. y G. Rubio, (1994b): "La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de contratación en el mercado bursátil", *Moneda y Crédito*, n.º 199, págs. 97-123.
- Basarrate, B. y G. Rubio, (1994c): "El Efecto Maquillaje de las Instituciones de Inversión Colectiva, la Legislación Fiscal y la Estacionalidad del Mercado de Valores", *Ekonomiaz (Revista Vasca de Economía)*, n.º 29, págs. 36-51.
- Bhabra, H., U. Dhillon y G. Ramírez, (1999): "A November Effect? Revisiting the Tax-Loss-Selling Hypothesis", *Financial Management*, n.º 28, págs. 5-15.
- Carhart, M., R. Kaniel, D. Musto y A. Reed (2002): "Leaning for the Tape: Evidence of Gaming Behavior in Equity Mutual Funds", *Journal of Finance*, n.º 57, págs. 661-693.
- Chien, C., C. Lee y A. Wang (2002): "A note on stock market seasonality: The impact of stock price volatility on the application of dummy variable regression model", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, n.º 42, págs. 155-162.
- Constantinides, G., (1984): "Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns", *Journal of Financial Economics*, n.º 13, págs. 65-89.
- Cox, D. y K. Johnston, (1998): "The January effect is not driven by tax loss selling", *Journal of Investing*, n.º 7, págs. 105-111.
- D'Mello, R., S. Ferris y C. Hwang (2003): "The tax-loss selling hypothesis, market liquidity, and price pressure around the turn-of-the-year", *Journal of Financial Markets*, n.º 6, págs. 73-98.
- Dyl, E. y E. Maberly, (1992): "Odd-Lot Transactions around the Turn of the Year and the January Effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n.º 27, págs. 591-604.
- Fama, E.F. y J.D. Macbeth, (1973): "Risk, return and equilibrium: empirical tests", *Journal of Political Economy*, Mayo-Junio, págs. 607-636.
- Gómez-Bezares, F., (2000): *Gestión de Carteras. Eficiencia, Teoría de Carteras, CAPM y APT*, Desclee de Brouwer, Bilbao.
- Gómez Sala, J. y J. Maruhenda, (1998): "Tamaño y estacionalidad en la rentabilidad mensual de las acciones", *Actualidad Financiera*, Mayo, págs. 25-37.
- Grinblatt, M. y M. Keloharju (2004): "Tax-loss trading and wash sales", *Journal of Financial Economics*, n.º 71, págs. 51-76.
- Grinblatt, M. y T. Moskowitz, (2004): "Predicting stock price movements from past returns: The role of consistency and tax-loss selling", *Journal of Financial Economics*, n.º 71, págs. 541-579.
- Haugen, R. y J. Lakonishok, (1988): *The Incredible January Effect*, Dow Jones Irwin, Illinois.
- He, J., L. Ng y Q. Wang (2004): "Quarterly Trading Patterns of Financial Institutions", *Journal of Business*, n.º 77, págs. 493-509.
- Keim, D.B., (1983): "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, Marzo, págs. 13-32.
- Lakonishok, J. y S. Smidt, (1986): "Volume for winner and losers: Taxation and other motives for stock trading", *Journal of Finance*, n.º 41, págs. 951-974.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, R. Thaler y R. Vishny, (1991): "Window Dressing By Pension Fund Managers", *American Economic Review*, n.º 81, págs. 227-231.
- Lo, A. y A. MacKinlay (1990): "Data-snooping biases in tests of financial assets pricing models", *Review of Financial Studies*, n.º 3, págs. 431-467.

- Lo, A. y J. Wang, (2000): "Trading Volume: definitions, data analysis, and implications of portfolio theory", *Review of Financial Studies*, n.º 13, págs. 257-300.
- López, G. y J. Marhuenda, (2002): "¿Determina el diferencial de información la valoración de activos?: Una aproximación al mercado de capitales español", X Foro de Finanzas, AEFIN-Universidad Pablo de Olavide.
- Marín, J.M. y G. Rubio, (2001): *Economía Financiera*, Bosch, Barcelona.
- Matallín, J.C. (2003): "Estacionalidad, sincronización y eficiencia entre carteras de referencia y evaluación de los fondos de inversión" XI Foro de Finanzas, Universidad de Alicante.
- Meneu, V. y A. Pardo (2004): "Pre-Holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour", *Journal of Empirical Finance*, n.º 11, págs. 231-246.
- Ng, L. y Q. Wang (2004): "Institutional trading and the turn-of-the-year effect", *Journal of Financial Economics*, n.º 74, págs. 343-366.
- Poterba, J.M. y S.J. Weisbenner, (2001): "Capital Gains Tax Rules, Tax-Loss Trading, and Turn-of-the-year Returns", *Journal of Finance* 56, págs. 353-368.
- Reese, W. A., (1998): "Capital gains taxation and stock market activity: Evidence from IPOs", *Journal of Finance*, n.º 53, págs. 1799-1820.
- Reinganum, M.R., (1983): "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January. Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects", *Journal of Financial Economics*, n.º 12, págs. 89-104.
- Ritter, J., (1988): "The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year", *Journal of Finance*, n.º 43, págs. 701-717.
- Roll, R., (1983): "Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the Return Premia of small Firms", *Journal of Portfolio Management*, n.º 9, págs. 18-28.
- Rodrigo, F. (2002): "La Tributación de las Ganancias de Capital en el IRPF: de dónde venimos y hacia dónde vamos", *Instituto de Estudios Fiscales*, Documento de Trabajo n.º 2/02.
- Rozeff, M. y W. Kinney, (1976): "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, n.º 3, págs. 379-402.
- Santesmases, M. (1986): "An investigation of the Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance and Accounting*, n.º 13, págs. 267-276.
- Shanken, J. (1996): "Statistical Methods in Tests of Portfolio Efficiency: A Synthesis", en: Maddala, S. y C. Rao, *Handbook of Statistics*, Vol. 14, Elsevier Sciences.
- Sias, R. y L. Starks, (1997): "Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year", *Journal of Finance*, n.º 52, págs. 1543-1562.
- Tapia, M. (1997): "Resultados preliminares sobre la estacionalidad de la prima por liquidez en España: efectos fiscales", *Información Comercial Española*, n.º 764, págs. 65-75.
- Torre, B. y E. Fernández, (2002): "La gestión de los fondos de inversión de renta variable: un análisis del maquillaje de carteras", *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, n.º 11, págs. 127-148.
- Track, P., (1999): "A Trading Volume Benchmark: Theory and Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n.º 34, págs. 89-114.
- Yermack, D., (1997): "Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements", *Journal of Finance*, n.º 52, págs. 449-476.
- Wachtel, S., (1942): "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business*, n.º 15, págs. 184-193.

Fecha de recepción del original: septiembre, 2003

Versión final: septiembre, 2005

#### ABSTRACT

The January effect is one of the most intensive anomalies detected on stock markets. However, there is no unanimity about its causes. In this study, we check its persistence on the Spanish stock market and search for an explanation based on investor behaviour. Employing an alternative measure of the potential for tax-loss selling, we analyze the impact of tax-induced trading on stock returns and volume. Finally, we offer a complementary explanation based on window-dressing strategies carried out by institutional investors.

*Key words:* Asset Pricing, Anomalies, Potential for tax-loss selling.

*JEL classification:* G10, G12, G14.