

JOSÉ LUIS MIRALLES MARCELO
MARÍA DEL MAR MIRALLES QUIRÓS

La eficiencia de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto



UNIÓN EUROPEA
Iniciativa Interreg III



EDITORA REGIONAL DE EXTREMADURA

MÉRIDA
2003



La eficiencia de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto

© De esta edición:

JUNTA DE EXTREMADURA
Gabinete de Iniciativas Transfronterizas
Consejería de Cultura

© Del texto:

José Luis Miralles Marcelo
María del Mar Miralles Quirós

ISBN: 84-7671-749-0

Depósito Legal: BA-637-2003

Imprime:

Artes Gráficas Rejas, S.L. (Mérida)

ÍNDICE

PRÓLOGO	11
---------------	----

PARTE I TEORÍA SOBRE LA EFICIENCIA

INTRODUCCIÓN	15
1. LA EFICIENCIA EN LOS MERCADOS DE CAPITALES	17
1.1. INTRODUCCIÓN	17
1.2. CONCEPTO DE MERCADO EFICIENTE	18
1.3. LA TEORÍA SOBRE LA EFICIENCIA	20
1.4. FUENTES DE INFORMACIÓN O NIVELES DE EFICIENCIA	25
1.4.1. Eficiencia débil	26
1.4.2. Eficiencia intermedia o semifuerte	27
1.4.3. Eficiencia fuerte	29
1.5. EVIDENCIA EMPÍRICA	31
1.6. LA HIPÓTESIS CONJUNTA DE EFICIENCIA Y CAPM	33
1.7. IMPLICACIONES DE LA EFICIENCIA	41
2. ANOMALÍAS EMPÍRICAS EN LOS MERCADOS DE CAPITALES	43
2.1. INTRODUCCIÓN	43
2.2. CONCEPTO DE ANOMALÍA	43
2.3. TIPOS DE ANOMALÍAS	45
2.3.1. Anomalías de Calendario	46
2.3.2. Anomalías en la valoración de activos	48
2.3.3. Otras Anomalías	49
2.4. REFLEXIONES SOBRE LAS ANOMALÍAS DETECTADAS	49

PARTE II
ANÁLISIS EMPÍRICO EN LA BVLP

3. CARACTERÍSTICAS DEL MERCADO Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS	55
3.1. EVOLUCIÓN Y CARACTERÍSTICAS ACTUALES	55
3.2. PERIODO MUESTRAL DE ESTUDIO	58
3.3. BASE DE DATOS SELECCIONADA	59
3.3.1. Acciones de la BVLP	60
3.3.2. Dividendos y derechos de suscripción. Cálculo de las rentabilidades	63
3.3.3. Índices de mercado	64
3.3.4. Tipo de interés sin riesgo	68
3.3.5. Fondos de inversión	68
4. EFECTO ENERO	71
4.1. INTRODUCCIÓN	71
4.2. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL	72
4.3. METODOLOGÍA EMPLEADA	77
4.4. RESULTADOS OBTENIDOS	79
4.5. EXPLICACIONES APORTADAS	82
4.5.1. La Hipótesis de Pérdidas Fiscales	82
4.5.1.1. <i>Investigación empírica</i>	89
4.5.2. La Hipótesis de Maquillaje de Carteras	102
4.5.2.1. <i>Investigación empírica</i>	108
4.6. FORMAS DE APROVECHAR EL EFECTO ENERO	123
4.6.1. Acciones ganadoras frente a acciones perdedoras	126
5. EFECTO TAMAÑO	129
5.1. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL	129
5.2. METODOLOGÍA EMPLEADA	133
5.3. RESULTADOS OBTENIDOS	135
5.4. EXPLICACIONES APORTADAS	138
5.4.1. Negociación infrecuente y coste de transacción	138
5.4.2. Causas informativas	139
5.4.3. Dificultades asociadas al modelo CAPM	142

5.5. ASOCIACIÓN ENTRE LOS EFECTOS ENERO Y TAMAÑO	145
5.5.1. Investigación empírica.....	147
6. EFECTO SOBRRERREACCIÓN	149
6.1. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL.....	149
6.2. METODOLOGÍA EMPLEADA	153
6.3. RESULTADOS OBTENIDOS	155
7. EFECTO DÍA DE LA SEMANA.....	157
7.1. INTRODUCCIÓN	157
7.2. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL.....	158
7.3. EXPLICACIONES APORTADAS	166
7.4. RENDIMIENTOS Y VOLATILIDADES DENTRO Y FUERA DE LAS HORAS DE MERCADO	171
7.5. RELACIÓN CON OTRAS ANOMALÍAS	173
7.6. METODOLOGÍA EMPLEADA	174
7.7. RESULTADOS OBTENIDOS	179
7.8. GRADO DE EFICIENCIA DE LA BOLSA DE VALORES DE LISBOA Y PORTO	186
8. BIBLIOGRAFÍA	189

Página 10 (blanca)

PRÓLOGO

El presente libro es fruto de los trabajos de investigación realizados por los autores dentro de la línea de investigación abierta sobre la eficiencia y valoración de activos en el mercado bursátil portugués.

La eficiencia de los mercados bursátiles ha sido una cuestión de especial interés en el campo de la inversión e investigación financiera durante las últimas décadas. Este libro nos introduce en el tema y nos presenta los resultados de mayor relevancia aportados por la investigación realizada para el mercado de valores portugués. Temas como el efecto enero, el efecto tamaño, el efecto fin de semana y el efecto sobre-reacción, conocidos por los inversores, son analizados en profundidad.

En el caso del mercado de valores portugués, y para los años objeto de estudio, podemos afirmar que se trata de un mercado “suficientemente” eficiente. Tras el estudio de las principales anomalías empíricas detectadas en otros mercados de capitales, tan solo se ha podido apreciar la existencia de un significativo efecto enero, fenómeno caracterizado por la obtención durante el primer mes del año de rentabilidades bursátiles anormalmente elevadas con respecto al resto del año. La búsqueda de una explicación satisfactoria a la existencia de este comportamiento estacional nos ha permitido profundizar en el conocimiento del comportamiento negociador de los distintos tipos de inversores en torno al cambio de año y cuál es el impacto de su actuación en el mercado. De este modo comprobamos cómo la actividad negociadora de los inversores individuales e institucionales, en base a motivos fiscales y de maquillaje de carteras respectivamente, son las causas principales de la existencia de este fenómeno anómalo.

Este libro se caracteriza también por introducir al lector en el empleo de la metodología requerida para realizar una investigación en finanzas. Son muchos los usuarios de información financiera, especialmente los inversores, que sienten un gran interés por estas cuestiones. Pensamos que con este estudio se puede llegar a conseguir una mayor accesibilidad de todos ellos a la investigación en aquellas materias financieras que susciten su interés. Es por ello que consideramos que esta aportación a la metodología para la investigación en finanzas les puede resultar de gran utilidad.

Es una realidad que los mercados financieros, y especialmente los bursátiles, cambian hacia una mayor interconexión. El inversor actual cada vez amplía más su campo de inversión hacia otros mercados, más allá de sus propias fronteras. Estas circunstancias son motivos más que suficientes para considerar que el conocimiento de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto (BVLP) sea especialmente relevante en Extremadura, debido a nuestra proximidad geográfica con Portugal.

No queremos terminar este prólogo sin mostrar nuestro agradecimiento a la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto (BVLP) por facilitarnos los datos necesarios requeridos para la realización del presente estudio empírico, así como al Gabinete de Iniciativas Transfronterizas de la Junta de Extremadura por la magnífica idea de crear la Serie de Estudios Portugueses que permite dar a conocer a la población de nuestra Comunidad Autónoma la realidad portuguesa en diversos aspectos.

Los Autores

PARTE I

TEORÍA SOBRE LA EFICIENCIA

Página 14 (blanca)

INTRODUCCIÓN

A principios de la década de los ochenta, cuando la hipótesis de eficiencia estaba perfectamente asumida y la mayor parte de los contrastes empíricos apoyaban la validez *del Capital Asset Pricing Model (CAPM)* como un modelo robusto de valoración de activos, resurge una línea de investigación que consiste en detectar patrones predictibles de comportamiento en las rentabilidades bursátiles inconsistentes con la teoría financiera existente. Estos hallazgos, que reciben el nombre de anomalías de mercado, hicieron que se tambaleasen ambos pilares de la teoría financiera moderna.

Las anomalías empíricas detectadas son de muy diverso tipo, así podemos distinguir la existencia de anomalías de calendario, como el efecto enero; anomalías en la valoración de activos, como el efecto tamaño; y otras como el efecto sobre-reacción. Por otro lado, a pesar de su gran diversidad y aunque no todas tienen las mismas implicaciones en los mercados, tampoco se puede decir que sean independientes unas de otras.

Con todo ello, el objetivo central de este libro consiste en que, sin alejarnos de los postulados fundamentales de la teoría financiera moderna, analicemos los comportamientos anómalos más significativos de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, buscando una explicación lógica a los resultados obtenidos, que por otro lado nos permita tener un conocimiento más exhaustivo del comportamiento agregado de los inversores, tanto individuales como institucionales, que operan en este mercado.

Entre las razones que nos han motivado a realizar este estudio para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto hay que destacar la importancia que tiene la ampliación de

la evidencia empírica internacional de este fenómeno. De esta forma contribuimos a buscar una explicación coherente y unificada al estudio de las anomalías en los mercados de valores.

En cuanto a la estructura del presente libro, en primer lugar se ha optado por realizar un repaso a los dos aspectos más importantes de la teoría financiera moderna, la hipótesis sobre la eficiencia de los mercados y los modelos de valoración de activos, cuyas críticas conducen a la aparición de las denominadas anomalías de mercado, cuya descripción y clasificación vemos al final de este apartado teórico. De esta forma se demuestra el interés suscitado y el peso que tiene su estudio en el campo académico y dentro de la teoría financiera, así como la interconexión existente entre ellas. Posteriormente, nos centramos en el análisis de aquellas anomalías empíricas más significativas y con mayor impacto en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto. Estos son, los efectos enero, tamaño, sobrerreacción y día de la semana, para los que analizaremos su relevancia tanto estadística como financiera, las similitudes y diferencias detectadas con otros mercados de valores, así como las posibles causas que los generan.

1. LA EFICIENCIA EN LOS MERCADOS DE CAPITALES

1.1. INTRODUCCIÓN

Los años cincuenta, sesenta y principios de los setenta son de una gran importancia para la investigación financiera. Esos veinticinco años marcan el denominado “enfoque moderno de las finanzas”. A lo largo de ese periodo se encuentran los modelos y las herramientas para tratar con claridad los problemas fundamentales de esta ciencia. Son de destacar los trabajos sobre la eficiencia en los mercados de valores y los modelos de valoración de acciones, principalmente el *Capital Asset Pricing Model*, más conocido por sus siglas en inglés CAPM. En esa época se aceptaba que los mercados eran eficientes y que el CAPM era un modelo de valoración “robusto”.¹

Los interrogantes que se tenían a principios de los años cincuenta parecían estar resueltos a mediados de los años setenta. Esto daba lugar a una situación que Gómez-Bezares (1995) denomina “paradigma de los setenta”. Pero más adelante veremos las críticas que pronto surgieron al respecto y que nos conducen definitivamente a las anomalías existentes en una gran variedad de mercados de valores.

Hay que señalar que la teoría del mercado eficiente y la teoría del equilibrio en el mercado de capitales se desarrollaron al mismo tiempo prácticamente y de forma paralela, pero los sucesivos estudios empíricos han hecho que ambas teorías se vayan acercando y que haya una conexión cada vez más estrecha entre ellas.

¹ Todo esto era consecuencia, lógicamente, de los estudios empíricos realizados hasta entonces.

Concretamente, para el estudio de la eficiencia se utilizan conceptos fundamentales de la teoría de la selección de carteras y el equilibrio en el mercado de capitales y viceversa.

Por otro lado, los conceptos de mercado eficiente y teoría de formación de precios surgieron para responder a una misma cuestión, el comportamiento de las cotizaciones bursátiles. Es preciso por tanto repasar brevemente la teoría y los estudios que han sido realizados en torno a la eficiencia y el equilibrio en los mercados de valores, con el objeto de entender mejor el alcance del trabajo que nos ocupa.

1.2. CONCEPTO DE MERCADO EFICIENTE

El mercado de competencia perfecta que describe la teoría económica es un concepto totalmente teórico. En la realidad ningún mercado es perfecto, pero si algunos están cerca de serlo éstos son los mercados financieros, entre ellos el mercado de valores. Esta es la razón por la que surgió el concepto de mercado eficiente, concepto que más se aproxima al de mercado de capitales perfecto.

Según la definición aportada por Fama (1970), un mercado de valores es eficiente cuando los precios de los títulos que en él cotizan reflejan toda la información disponible y además la ajustan rápidamente.

Hay que matizar, aunque se puede deducir de la definición, que estamos hablando de eficiencia informacional, es decir, que los mercados de valores son o no eficientes a la hora de procesar la información disponible en el mercado para todos los agentes que en él participan. También podríamos hablar de eficiencia en la asignación o eficiencia productiva, pero ese no es el objetivo propuesto con este libro.

De la definición aportada por Fama (1970) se deduce que la actuación de los distintos agentes del mercado, comprando y vendiendo en base a la nueva información,² hará que ésta se vaya incorporando al precio de los títulos.

La competencia entre los distintos participantes en el mercado, que buscan obtener la mayor rentabilidad posible, conduce a una situación de equilibrio en la que todos los títulos alcanzan un precio de mercado que constituye una buena aproximación o estimación del que sería su precio teórico o valor intrínseco. De esta forma los inversores obtendrán un rendimiento acorde con el nivel de riesgo que hayan asumido.

² Suponemos que la procesan adecuadamente.

De lo dicho anteriormente se desprende que para que un mercado sea eficiente tendrá que ser forzosamente un mercado competitivo. Es la competencia entre los inversores la que conduce a que toda la información que afecta a los títulos se refleje inmediatamente en sus precios.

Según Aragonés y Mascareñas (1994), dos aspectos que contribuye a que los mercados de valores sean competitivos, y por tanto eficientes son, por un lado, el hecho de que los productos financieros que en ellos se negocian sean muy homogéneos. Y por otro lado, otro elemento muy importante es la actuación de los especuladores y los arbitrajistas.

La existencia en los mercados de valores de especuladores, que compiten entre sí buscando continuamente oportunidades para obtener beneficios extraordinarios, contribuye a que las ineficiencias temporales, que siempre existen en todos los mercados, desaparezcan. Además, cuantos más especuladores haya menor será el beneficio que obtenga cada uno de ellos. Sólo los más rápidos sacarán un rendimiento de su actuación.

Los especuladores buscan constantemente posibles disparidades entre el precio de mercado de algún activo y su valor intrínseco para sacar un beneficio extraordinario de esa ineficiencia temporal del mercado. Si el activo está infravalorado, los especuladores lo adquirirán ejerciendo una presión sobre la demanda de dicho activo, esto hace que su precio se acerque al valor teórico y llegado a ese punto lo venden obteniendo una ganancia. Si el activo estuviese sobrevalorado los especuladores lo venderán ejerciendo esta vez una presión sobre la oferta, lo que provocará que el activo llegue a su valor intrínseco. Como vemos, los especuladores actúan como si el mercado no fuese eficiente, pero gracias a su comportamiento contribuyen a lograr la eficiencia en los mercados.

Al igual que los especuladores, también podríamos destacar a los arbitrajistas. La actuación de los arbitrajistas, compitiendo para encontrar la oportunidad de obtener un beneficio sin riesgo, provoca que el precio de un título sea prácticamente igual en todos los mercados financieros en los que cotiza. No debemos pensar que los participantes en los mercados luchan porque el mercado sea eficiente, pero su comportamiento al descubrir ineficiencias hace que éstas desaparezcan.

En consecuencia, en un mercado eficiente los precios de las acciones se ajustan de forma inmediata ante acontecimientos o noticias que resultan ser relevantes para su cotización. Esto quiere decir que toda la información disponible ya está descontada en el precio de mercado de los títulos y que, como consecuencia, no se podrá obtener una rentabilidad extraordinaria o adicional con el mero uso de esta información, a no ser que seamos lo suficientemente rápidos como para adelantarnos al mercado.

Además hay que señalar que la aleatoriedad en el cambio de los precios viene dada por la nueva información que aún es desconocida. Si no sabemos cuándo se producirá un acontecimiento y cómo va a influir éste en la cotización de los títulos, no importa cuál sea el precio de mercado del día anterior, el precio futuro es impredecible.

Como consecuencia de todo lo anterior, nadie puede batir al mercado y si lo consigue es como consecuencia del azar. Con esto queremos decir que, según la hipótesis de eficiencia, ningún inversor puede obtener una rentabilidad superior a la media del mercado. Esto pone en evidencia el trabajo de los analistas bursátiles. También, según esta hipótesis, no hay motivos para pensar que los precios están sobre o infravalorados y, por tanto, el análisis técnico y el análisis fundamental carecen de sentido, no nos pueden aportar ninguna información que ya no venga descontada en los títulos.

La teoría del mercado eficiente supuso un cambio de mentalidad. Si nadie, ni el profesional más inteligente, puede superar la rentabilidad conseguida por el mercado, entonces lo más aconsejable será llevar una gestión pasiva de las carteras de inversión. A esta nueva forma de pensar se debe la aparición de los fondos de inversión indexados. Este instrumento tan popularizado garantiza una rentabilidad igual, en vez de superior, a la de un índice del mercado.

En resumen a todo lo señalado anteriormente, la teoría del mercado eficiente aporta tres ideas básicas que señalamos a continuación:

- Los precios de las acciones reaccionan de forma inmediata ante noticias relevantes para su cotización.
- Los precios que ofrece el mercado son los correctos. Son incluso más fiables que cualquier otra estimación del valor de la sociedad.
- Nadie puede batir al mercado y si lo consigue es como consecuencia del azar.

1.3. LA TEORÍA SOBRE LA EFICIENCIA

El momento decisivo para la teoría sobre la eficiencia fue la primera mitad de la década de los setenta en la que se impulsó su desarrollo tanto teórico como empírico.³ Como principal precursor, deberíamos destacar a Samuelson (1965) que, como veremos posteriormente, introdujo el modelo de martingalas para explicar el comportamiento de los precios bursátiles y es con Fama (1970) con el

³ Estudios sobre la evolución de los precios, anteriores a esta época, son entre otros los de Bachelier (1900), Roberts (1959) y Osborne (1959).

que se formalizó la primera teoría sobre el comportamiento de los precios de las acciones y divulgó toda la evidencia empírica que existía hasta el momento.

Tal y como señala Fama (1970), la definición de eficiencia que nos dice que los precios reflejan completamente la información disponible es muy general y no incluye implicaciones empíricas testables. Para hacer el proceso de formación de precios contrastable debería ser especificado un modelo con mayor detalle.

Como primera aproximación a la especificación de un modelo, podemos entender que el precio actual de un título en el mercado es el resultado de la suma del precio anteriormente observado, la rentabilidad esperada para dicho título y un elemento aleatorio. Formalmente,⁴

$$P_{it} = P_{it-1} + E(R_{it}) + \varepsilon_{it}$$

donde,

P_{it} es el precio del título i al comienzo del periodo t .

P_{it-1} es el precio del título i al comienzo del periodo $t-1$, es decir, el precio del mismo título en el periodo anterior.

$E(R_{it})$ es la esperanza de rentabilidad para el título i en el periodo t , que puede basarse en modelos de valoración de activos como el CAPM y el APT.

ε_{it} es la perturbación aleatoria, que es consecuencia de la nueva información disponible en el mercado.

La nueva información es, por tanto, el elemento que hace impredecible el precio futuro de las acciones y que estas sigan un comportamiento "aleatorio".

El trabajo de Fama (1970) considera que la inclusión de la información disponible en la formación de los precios de las acciones puede venir explicado por tres modelos: el *fair game*, las submartingalas y el *random walk*.

Para explicarlo parte del concepto de rentabilidad, obtenido de la siguiente expresión,⁵

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$$

4 Como documentan Ross, Westerfield y Jaffe (1995).

5 Se considera que los precios ya tienen descontados el valor de los dividendos y derechos de suscripción.

donde,

R_{it} es una variable aleatoria que refleja la rentabilidad del título i en el momento t .

P_{it} refleja el precio del título i al comienzo del periodo t . Es también una variable aleatoria ya que desconocemos su valor a priori.

P_{it-1} refleja el precio del título i al comienzo del periodo $t-1$, pero a diferencia de los anteriores es un valor conocido a priori y no una variable aleatoria.

A partir del concepto de rentabilidad propuesto, consideramos que la esperanza de rentabilidad condicionada a la información disponible hasta ese momento Φ_{t-1} y adecuadamente reflejada en el precio ya conocido P_{it-1} , es la siguiente,

$$E(R_{it} | \Phi_{t-1}) = E\left(\frac{P_{it} | \Phi_{t-1} - P_{it-1}}{P_{it-1}}\right)$$

El primer modelo teórico al que hace referencia el trabajo de Fama (1970) es el denominado modelo de juego limpio o *fair game* propuesto por Samuelson (1965). Un mercado eficiente es un juego limpio en el que todos los inversores tienen las mismas posibilidades de ganar o de perder.

Bajo la teoría del juego limpio o *fair game*, la información está adecuadamente reflejada cuando las expectativas de rentabilidad o de los precios son insesgadas, es decir, cuando la esperanza de rentabilidad condicionada a la información disponible hasta ese momento será la propia rentabilidad,

$$E(R_{it} | \Phi_{t-1}) = R_{it}$$

Si en vez de las rentabilidades estudiamos los precios tendremos,

$$E(P_{it} | \Phi_{t-1}) = [E(R_{it} | \Phi_{t-1}) + 1] \cdot P_{it-1}$$

La información estará adecuadamente reflejada cuando,

$$E(P_{it} | \Phi_{t-1}) = P_{it}$$

Una martingala es un juego limpio o *fair game* en el que el proceso estocástico de los precios de los títulos satisface la siguiente ecuación,

$$E(P_{it} | \Phi_{t-1}) = P_{it-1}$$

que es lo mismo que decir,

$$E(P_t | P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) = P_{t-1}$$

$$E(P_t - P_{t-1} | P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) = 0$$

Si los precios bursátiles siguen el modelo de las martingalas, entonces tenemos que entender que las expectativas de precio del próximo periodo son las mismas que las que existen para este periodo en el que nos encontramos. Dicho de otro modo, las expectativas de incremento de ganancia condicionada por la historia son iguales a cero.

De este mismo modo, la hipótesis de martingala nos indica que la media condicionada del precio actual es el precio del periodo anterior o que la media condicionada del cambio en el precio es cero. Esta hipótesis implica que la mejor predicción del precio actual es el precio inmediatamente anterior.

El modelo de martingalas fue considerado durante mucho tiempo una condición necesaria para que los mercados fueran eficientes ya que la información contenida en los precios pasados debe estar instantánea y completamente reflejada en los precios actuales.

Si los mercados son eficientes no debería haber posibilidades de beneficio utilizando la información contenida en la serie histórica de precios. De este modo, la media condicional en el cambio futuro en los precios no debe ser ni positiva ni negativa, debe ser cero.

Pero la hipótesis de martingala tiene una restricción, no tiene en cuenta el riesgo en ningún momento. Si los cambios en los precios son positivos este es el motivo que atrae a los inversores a comprar los títulos y a soportar el riesgo que ellos conllevan. Esto nos conduce a la hipótesis de submartingalas, para la que la esperanza condicionada de los precios bursátiles es superior al precio bursátil obtenido en el periodo anterior. Formalmente,

$$E(P_{it} | \Phi_{t-1}) > P_{it-1}$$

Por último, el modelo del camino aleatorio o *random walk* considera que, si el precio actual de un activo refleja totalmente la información disponible, esto implica que cambios sucesivos en los precios (rentabilidades) deben ser independientes y estar idénticamente distribuidos. Ambas hipótesis constituyen el modelo *random walk*. Formalmente,

$$f(R_{it} | \Phi_{t-1}) = f(R_{it}) = f(R_i)$$

Esto quiere decir que las distribuciones de probabilidad condicional y marginal de una variable aleatoria independiente son idénticas. Además, la función de densidad f debe ser la misma para todo valor de t .

También hay que señalar que, en el desarrollo del modelo *random walk*, la información disponible Φ_{t-1} que aparece en la fórmula se asume que incluye únicamente la serie histórica de rentabilidades. Por lo que este modelo explica exclusivamente la forma débil de eficiencia en los mercados de la que hablamos en el apartado siguiente.

Este modelo implica restricciones más fuertes desde el punto de vista estadístico que el modelo de juego limpio que sólo hacía referencia a la esperanza de las rentabilidades y no a la distribución, como en el caso del paseo aleatorio.

Si aplicamos el último modelo teórico propuesto al estudio de las distribuciones de los precios bursátiles en vez de las rentabilidades vemos que las condiciones exigidas por el camino aleatorio no se cumplen para la diferencia de precios sucesivos, si bien las variables del proceso estocástico pueden ser independientes, nunca estarán idénticamente distribuidas para cualquier valor de t , ya que dependen del valor de P_{t-1} .

$$f\left(\frac{P_{it} | \Phi_{t-1} - P_{it-1}}{P_{it-1}}\right) = f\left(\frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}\right)$$

Para terminar de explicar el modelo de paseo aleatorio hay que señalar que cuando las rentabilidades, para cualquier periodo, tienen esperanza cero y están idénticamente distribuidas, el modelo se denomina ruido blanco y si por el contrario la esperanza de las rentabilidades es distinta de cero tendremos un camino aleatorio con tendencia.

Otro aspecto a destacar con respecto a la teoría sobre la eficiencia son las condiciones de mercado que, según Fama (1970), han de darse bajo el supuesto de eficiencia. Estas son:

- a) La inexistencia de costes de transacción.
- b) Todos los participantes tienen acceso a la información sin costes.
- c) Todos los participantes en el mercado están de acuerdo en cómo afecta la nueva información a los precios de los títulos y a la distribución futura de los mismos.

Fama también señala que no siempre se cumplen estas tres condiciones tratándose más bien de condiciones suficientes pero no necesarias. Así, por ejemplo, en un

mercado con costes de transacción se desaniman algunas operaciones, pero cuando éstas se realizan los precios pueden ser correctos. Por otro lado, el número de agentes que consiga acceder a la información nueva puede ser un segmento muy pequeño del mercado y en cambio puede dar una interpretación correcta a dicha información y ajustarse al precio de mercado inmediatamente.

1.4. FUENTES DE INFORMACIÓN O NIVELES DE EFICIENCIA

Hay que señalar que el concepto de eficiencia es un concepto relativo. Un mercado de capitales no es “absolutamente” o “perfectamente” eficiente sino “suficientemente” eficiente. Es por ello que no se puede estudiar si un mercado de capitales es sólo eficiente. Hay que estudiar qué forma de eficiencia es la que en él se da.

Roberts (1967), estableció tres niveles de eficiencia para los mercados de valores dependiendo del tipo de información que reflejasen los precios. A él son debidos los conocidos conceptos de eficiencia débil, eficiencia semifuerte y eficiencia fuerte.⁶

Un mercado es considerado eficiente en su forma débil cuando los precios reflejan toda la información pasada, no pudiéndose obtener un beneficio extraordinario como consecuencia del estudio de la serie histórica de precios. El análisis técnico, que trata de aprovechar la información histórica mediante el uso de gráficos, carece de fundamento bajo la hipótesis de eficiencia débil.

Los mercados tienen una eficiencia intermedia o semifuerte cuando los precios de los títulos revelan, además de toda la información histórica, toda la información pública o conocida acerca de la empresa o del entorno a ella y que afecte de una u otra manera a la cotización. De darse este tipo de eficiencia en los mercados tendríamos que desechar el análisis fundamental como mecanismo para batir al mercado.

Por último, la hipótesis fuerte del mercado eficiente parte de la premisa de que los precios reflejan toda la información existente, tanto la pasada, la pública, como la privada. No es necesario decir que este último nivel de eficiencia es un concepto puramente teórico y que difícilmente se puede dar en la realidad.

De esta clasificación podemos deducir que en un mercado de valores eficiente no se pueden obtener beneficios extraordinarios con el mero uso de la información disponible, al estar ya contenida ésta en el precio de los títulos.

⁶ Véase Brealey y Myers (1993), donde se cita la inédita aportación de Roberts (1967). Sin embargo, la divulgación de los niveles se debe al artículo de Fama (1970), resumen de toda la literatura sobre eficiencia que existe hasta ese momento.

Posteriormente, Fama (1991) propone una serie de cambios en los niveles de eficiencia. Para el primer nivel de eficiencia amplía el campo de estudio. Considera que en él no sólo hay que incluir la eficiencia débil o *random walk* sino todos los estudios sobre predictibilidad de las rentabilidades, al que le otorga el título de *tests of return predictability*. Para los otros dos niveles de eficiencia simplemente propone un cambio de nomenclatura, más acorde, pero no de contenido. Así las nuevas denominaciones son *event studies* y *private information*. A continuación explicamos detenidamente cada uno de los tres niveles de eficiencia y su implicación dentro del panorama de la teoría financiera moderna.

1.4.1. Eficiencia débil

La forma débil de eficiencia supone que la información histórica de las cotizaciones bursátiles está ya contenida en los precios de mercado. Una vez que la información está descontada en el precio de los títulos ya no resulta útil para obtener un mayor beneficio por parte del inversor. Dicho de otra manera, no es posible la predicción del cambio futuro en los precios usando únicamente los precios pasados.

Es lógico que se le denomine débil a este tipo de eficiencia, ya que es la información más accesible para todo tipo de inversor. Es, por tanto, el grado de eficiencia que como mínimo podemos esperar de los mercados de capitales.

La gran trascendencia que, dentro de la investigación financiera, ha tenido esta parte de la teoría del mercado eficiente, ha hecho que el análisis técnico haya sido enormemente cuestionado.

En este sentido, el concepto de eficiencia débil se contradice con la utilización del análisis técnico por parte de los inversores. El análisis técnico utiliza distintos instrumentos, pero especialmente los *charts* o gráficos de las cotizaciones pasadas de los títulos y sus volúmenes de contratación, para predecir cotizaciones futuras. Considera que el precio de las acciones lo determinan el libre juego de la oferta y la demanda de dichos títulos y su pretensión es, mediante el uso de determinadas técnicas, predecir las variaciones que se puedan dar en la oferta y la demanda a corto plazo.

El análisis técnico parte de la existencia de dependencia en la serie histórica de precios, que los precios actuales pueden venir explicados por los precios del pasado. Todo lo contrario a lo que dice la teoría del mercado eficiente, que considera que los sucesivos cambios en los precios siguen un camino aleatorio, es decir, son independientes, debido al inmediato ajuste de los precios a la nueva información.

Sin embargo, posteriormente veremos que hay estudios recientes que parecen evidenciar que las rentabilidades esperadas de las acciones varían en el tiempo, tal vez de forma previsible. Es por ello que una de las cuestiones más interesantes de

las finanzas modernas es si los precios de los títulos son predecibles. Y esta es también la razón fundamental por la cual Fama (1991) propone la ampliación de este nivel de eficiencia al estudio de la predictibilidad de las rentabilidades, denominándolo *tests of returns predictability*.

1.4.2. Eficiencia intermedia o semifuerte

En un mercado de capitales se espera que, además de la información pasada, los precios reflejen también y de forma correcta e inmediata las noticias que se van haciendo públicas acerca de los títulos en particular o del mercado en general. Los precios, por tanto, se ven afectados por noticias tales como el anuncio de fusiones y adquisiciones, el reparto de dividendos, la publicación de los estados financieros de las empresas, variaciones en el tipo de interés, evolución y perspectivas futuras del país, etc.

Fama (1991) prefiere denominar a la hipótesis intermedia de eficiencia *event studies*. Y comenta con asombro que, cuando en 1969 Fama, Fisher, Jensen y Roll comenzaron este tipo de estudio, nadie podía imaginar la importancia que iba a tener dentro del campo de las finanzas y concretamente de las finanzas corporativas. Señalan también que esto ha sido debido a dos factores fundamentales: el desarrollo de los programas informáticos, que han facilitado el uso de la estadística y la econometría, y la más fácil obtención de las bases de datos. Siendo extensible a todos los estudios que se realizan en finanzas.

No toda la información hecha pública afecta al precio de las acciones en Bolsa, sólo le afectan aquellas noticias que realmente son relevantes. Por un lado hay que señalar las informaciones de carácter económico que afectan a todo el mercado, son aquellas informaciones relativas a la evolución de la economía en general (los datos hechos públicos referentes al PIB, la inflación, la tasa de desempleo, etc.) y al futuro del país. Aquí también hay que incluir las normas de política monetaria y fiscal entre las que se encuentra los cambios en el tipo de interés. Con respecto a este grupo de información hecha pública hay que especificar que afecta en mayor medida a los precios de las acciones de mayor tamaño que a los de las pequeñas, también denominadas *small caps*.

Por otro lado está la información hecha pública a cerca de las empresas en particular. Los estudios empíricos demuestran que los precios de las acciones se ven afectados por aumentos inesperados de dividendos, cambios en el equipo directivo, etc. Aumentos inesperados de dividendos están asociados con cambios del mismo signo en el precio de las acciones. Las emisiones de acciones, por el contrario, son una mala noticia para los precios de los títulos (Fama, 1991). Los cambios en el equipo directivo también afectan a los precios, al igual que los anuncios de absorciones o fusiones con otras empresas. Todas estas noticias suponen en la

mayoría de las ocasiones un cambio muy importante para las empresas y hacen variar las expectativas de su futuro. Nuevos planes de expansión o el anuncio de inversiones son vistas como una buena noticia para los precios (Gómez-Bezares, 2000).

Otro hecho bastante estudiado es el de los *stock splits*, división de las antiguas acciones por un mayor número de nuevas acciones. Esto supone para los accionistas el cambio de cada una de sus antiguas acciones por varias nuevas. En principio los *stock splits* simplemente suponen el aumento del número de títulos en poder de los accionistas, sin embargo no suponen un aumento de la inversión de dichos accionistas. Por eso, en principio esta información tendría que resultar neutral para los precios de las acciones. Sin embargo, la causa de que los precios de los títulos se vean alterados por este tipo de información se debe a que estos anuncios incorporan una información adicional relativa a la empresa. Esta información adicional suele ser un aumento futuro de dividendos o un mensaje por parte de los directivos de que la empresa se encuentra infravalorada.

De lo que no hay duda es que un *split* supone una inyección de liquidez para los títulos de las empresas que los realizan. El tener cada título un precio de mercado más bajo favorece su comercialización y facilita también el aumento de su cotización.

Hay operaciones similares a los *splits* que tienen el mismo efecto en los mercados de valores. Es el caso por ejemplo de los dividendos en acciones. (Copeland y Weston, 1988).

Dentro de este apartado dedicado a la información hecha pública sobre las empresas en particular, también ocupa un lugar muy importante la información sobre los estados contables, principalmente la cuenta de resultados. Hay que matizar que, si el beneficio anunciado es superior al esperado, los inversores interpretarán esta información como una buena noticia y el precio de las acciones reaccionará positivamente. Por el contrario, si el beneficio anunciado resulta ser inferior al esperado, será considerado este hecho como una mala noticia y la reacción del precio de los títulos será de signo negativo (Copeland y Weston, 1988).

Como ya se ha comentado anteriormente, la hipótesis intermedia de eficiencia dice que toda la información hecha pública, y que resulte relevante para el precio de los títulos, debe reflejarse de forma inmediata en los precios. Esto no siempre ocurre. En ocasiones los precios de los títulos se adelantan a la información y antes de que ésta sea pública ya está descontada en el mercado. Esto quiere decir que la nueva información era pública de forma oficiosa. Esto es lo que suele ocurrir con la variación de los tipos de interés. Normalmente esta información ya está descontada por el mercado cuando se hace pública por parte de la autoridad

monetaria. Como comenta Suárez Suárez (1993), esto “no distorsiona la hipótesis intermedia de eficiencia y refuerza la hipótesis fuerte”.

Hay que señalar que los inversores, con su actuación en los mercados, harán que toda la información relevante para los títulos se refleje en sus precios de mercado. Y cuantos más inversores haya más competitivo será el mercado. Bajo estas circunstancias los mercados de valores serán eficientes en su forma intermedia o semifuerte. Suponiendo que los mercados son racionales, el efecto de un acontecimiento debe reflejarse inmediatamente en el precio de los títulos.

Cualquier *event study* lo que pretende es el estudio o medida de la rentabilidad anormal o anómala que viene dada por la siguiente expresión,

$$\varepsilon_{it}^* = R_{it} - E(R_{it} | \Phi_{t-1})$$

que refleja la diferencia entre la rentabilidad actual y la rentabilidad normal o esperada para el título i en el periodo t condicionada a la información que se tiene hasta ese momento.⁷

1.4.3. Eficiencia fuerte

Este nivel de eficiencia considera que los precios de mercado reflejan incluso aquella información a cerca de los títulos que todavía no se ha hecho pública. Esto es posible en ocasiones. Este es el caso de aquella información que aún siendo privada es conocida de forma oficiosa por los agentes participantes en el mercado. En esa circunstancia es como si dicha información fuese pública, aunque no formalmente, porque los distintos agentes toman sus propias decisiones y actúan en el mercado utilizando también dicha información, de manera que ésta queda reflejada en los títulos.

No cabe duda de que siempre hay determinados inversores que, por su situación profesional principalmente, obtienen información privilegiada, es decir, información sobre los títulos o el mercado que no es conocida por el resto de inversores. Este es el caso de los altos directivos de empresas. Ellos son los principales conocedores de la marcha de las empresas que dirigen, lo saben “todo”, lo que se hace público y lo que no, lo bueno y lo malo, los hallazgos en I+D, las alianzas con otras empresas, etc. Es el caso también de altos funcionarios de la administración que conocen de primera mano y antes de notificarlo a la prensa los datos de la economía nacional que puedan afectar a la evolución del mercado. Y en este grupo también se suele

⁷ Hay diferentes modelos para obtener la esperanza de rentabilidad. Entre ellos, los más destacados son el CAPM y el APT.

incluir a los gestores de importantes sociedades y fondos de inversión. Se considera que por su trabajo tienen un conocimiento más exhaustivo de los mercados financieros, realizan un mayor esfuerzo e incurren en mayores costes por conseguir nueva información en la que basar sus actuaciones en Bolsa.

Este grupo de inversores que utilizan información privilegiada para obtener una mayor rentabilidad en los mercados de capitales son denominados *insiders*. Su actuación supone una infracción de las normas sobre el mercado de valores, que está incluso penado con la cárcel. A pesar de ello siempre nos podemos encontrar personas que sigan actuando de esta manera.

Sin embargo, todavía podemos decir algo a favor de la hipótesis fuerte de eficiencia. Partiendo de que todos los agentes del mercado actúan rápidamente ante nueva información relevante para el precio de los títulos, es inevitable que antes reaccionarán y, por tanto, se beneficiarán, aquellos que sean los primeros en conocer la noticia, se haya hecho ya pública o no. No cabe duda de que siempre existe información asimétrica. Pero el resto de agentes del mercado lo que hacen es reaccionar ante la actuación de los anteriores. No conocen la información causante de la variación de los precios pero si detectan en esa variación una señal que interpretan para sus propias actuaciones. A este proceso se le denomina “señalización”. La consecuencia de todo esto es que, hecha pública o no la noticia, conocida de forma directa o indirecta por los inversores, queda definitivamente reflejada en el precio de los títulos.

Con respecto a este grado de eficiencia, la mayor parte de las investigaciones se han centrado en el estudio de la información privilegiada. Es por esto también que Fama (1991) hable de *private information* para referirse a este grado de eficiencia.

Concretamente, los estudios empíricos se han centrado en el análisis de la *performance* de las carteras formadas por gestores profesionales. Si estas carteras baten al mercado puede ser debido a que los gestores profesionales utilizan mejor la información públicamente disponible, lo que iría en contra de la hipótesis intermedia de eficiencia (aunque también hay que tener en cuenta que éstos tienen una mayor capacidad de análisis y un mayor conocimiento de los mercados financieros que el inversor particular), o puede ser debido a que los gestores profesionales cuentan con información privilegiada de la que carecen los inversores particulares.

Dentro de este campo de investigación hay que destacar a los fondos de inversión, que por sus características, tienen más fácil la tarea de batir al mercado: cuentan con una gestión profesionalizada; el gran patrimonio que constituye el fondo le permite obtener economías de escala, debido a que se puede diversificar las inversiones entre distintos activos consiguiendo un mejor reparto del riesgo y, en consecuencia,

la obtención de un mayor beneficio; por el mayor volumen de sus inversiones, los fondos acuden a los mercados en mejores condiciones que los pequeños inversores, beneficiándose de los precios “mayoristas” a los que compran.

Fama (1991), en su célebre artículo, comenta los más destacados estudios sobre este tema para la Bolsa de Nueva York y la conclusión a la que llega es que, si bien los fondos baten al mercado, los costes que le ocasiona la obtención de información reducen considerablemente los beneficios obtenidos.

1.5. EVIDENCIA EMPÍRICA

Fama, en sus artículos de 1970 y 1991, hace un resumen bastante completo de toda la evidencia empírica existente sobre la hipótesis de eficiencia en los mercados de valores estadounidenses. Es el mejor instrumento para conocer toda la literatura escrita en los últimos cuarenta años sobre la hipótesis de eficiencia. Del artículo de 1970 se desprende la existencia hasta ese momento de una extensa literatura a favor de la eficiencia del mercado y muy poca en contra. Sin embargo, el artículo publicado veinte años más tarde, que resume una gran diversidad de estudios realizados en ese tiempo sobre la eficiencia, llega a conclusiones muy distintas.

En primer lugar y con mayor detalle son considerados los tests sobre la eficiencia débil, a los que Fama (1991) prefiere denominar *tests for return predictability*. Estos parecen evidenciar que las rentabilidades de los títulos si que son predecibles a partir de las rentabilidades pasadas y de otras variables como los dividendos, el ratio PER y los tipos de interés.

El concepto de eficiencia, en cambio, implica que las rentabilidades bursátiles son impredecibles a partir de las rentabilidades pasadas y que la mejor predicción de una rentabilidad es su media histórica. Sin embargo, Fama (1991) muestra la existencia de evidencia a favor de la predictibilidad de las rentabilidades diarias, semanales y mensuales a partir de las rentabilidades pasadas, con lo que se aproxima a los fundamentos del análisis técnico.

Fama (1965) ya había documentado la existencia de autocorrelación de primer orden en las rentabilidades diarias de veintitrés de los treinta valores del *Dow Jones Industrial* y que ésta era de signo positivo. Más adelante, Fisher (1966) evidencia la existencia de autocorrelación positiva en las rentabilidades mensuales de carteras diversificadas y que ésta es mayor que para los títulos individuales. Trabajos posteriores, como por ejemplo el de Lo y Mackinlay (1988), encuentran que las rentabilidades semanales de carteras agrupadas de acuerdo con el tamaño muestran autocorrelación positiva, siendo más fuerte la autocorrelación en carteras de menor tamaño.

Los estudios realizados para un horizonte temporal más largo, como los de De Bondt y Thaler (1985), Fama y French (1986) y Poterba y Summers (1988), evidencian por el contrario la existencia de correlación serial negativa en las rentabilidades de determinados activos individuales y de diversas carteras para un periodo de tiempo comprendido entre los tres y diez años.

Muy relacionado con esta línea de investigación, basada en la predicción de las rentabilidades bursátiles a partir de las rentabilidades pasadas, se encuentran un considerable número de trabajos realizados a lo largo de la última década y que aportan evidencia a favor de las medidas de análisis técnico para mostrar signos adecuados de compra y venta en base a los precios pasados con los que poder obtener un beneficio superior al obtenido con la estrategia de comprar y mantener. Dentro de este conjunto de trabajos hay que destacar el realizado por Brock, Lakonishok y LeBaron (1992) que aporta evidencia a favor de dos de las reglas técnicas más simples y populares, el indicador media móvil y las reglas de soporte y resistencia.

En un frente distinto, otro grupo de artículos bastante extenso documenta la existencia de patrones estacionales de comportamiento en las rentabilidades de los títulos.⁸ Así fueron documentados en el mercado norteamericano la existencia de un efecto día de la semana (Cross, 1973), un efecto enero o cambio de año (Rozeff y Kinney, 1976), un efecto intradía (Harris, 1988), un efecto intramés (Ariel, 1987) y un efecto pre-festivo (Ariel, 1990).

Por otro lado, los tests sobre la eficiencia intermedia o *event studies*, si parecen apoyar la segunda de las hipótesis de eficiencia, es decir, los precios se ajustan rápidamente ante la aparición de acontecimientos tales como cambios inesperados en los dividendos, ampliaciones de capital o cambios en el control de las sociedades provocados por fusiones, absorciones, luchas por el poder, cambio de directivos, etc.

Por último nos encontramos los estudios sobre la eficiencia fuerte o *private information*. La mayoría de los estudios han escogido a los gerentes de fondos de inversión para analizar con detalle si existe o no existe información privilegiada en los mercados que permita a estos inversores conseguir una mayor rentabilidad. Así Ippolito (1989), basándose en el CAPM, encuentra que este grupo de inversores tiene información privilegiada que le genera mayores rentabilidades. Sin embargo, Elton *et al.* (1991) y Brinson *et al.* (1986), utilizando un modelo multifactorial de valoración de activos, llegan a la conclusión de que los gerentes de estos fondos no tienen acceso a información privilegiada. Fama (1991) especifica que esta discrepancia

⁸ Que, según Reinganum (1991), son inconsistentes con la existencia de eficiencia en los mercados.

es debida a la necesidad de contrastar conjuntamente la eficiencia y los modelos de valoración de acciones. En este sentido, concluye que los tests no nos dan garantías suficientes para rechazar la existencia de eficiencia fuerte.

Es importante también señalar la existencia de trabajos que evidencian resultados similares para el mercado de valores de Portugal. Entre ellos podríamos destacar, al menos, los estudios de Afonso y Teixeira (1998) y Neto y Oliveira (1999) que, bajo análisis muy distintos, cuestionan la existencia de eficiencia en su forma débil en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

Por un lado, Afonso y Teixeira (1998) estudian la eficiencia débil en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto. Concretamente, investigan la existencia de dependencia no lineal en la serie temporal de las rentabilidades de los índices más significativos del mercado, el PSI-20, el PSI-30 y el PSI-Geral. Fueron llevados a cabo diversos tests de no-linealidad para el periodo 1990-1997. Y llegan a la conclusión de que se puede encontrar una relación de tipo no lineal entre las rentabilidades de los títulos y las mismas rentabilidades en el pasado que evidencia la posibilidad de obtener un beneficio extraordinario haciendo uso de dicha información.

Cortesão (1999) llega a conclusiones similares. Los resultados obtenidos por Cortesão aportan de forma inequívoca evidencia acerca de la existencia de dependencia temporal en la serie de rentabilidades del índice BVL Geral, para el periodo comprendido entre el inicio de 1988 y finales de 1998, lo que le permite rechazar la hipótesis según la cual las rentabilidades bursátiles son independientes y están idénticamente distribuidas.

Por otro lado, el estudio de Neto y Oliveira (1999) comprueba el funcionamiento de las reglas de negociación basadas en medias móviles para el mercado portugués. Sus resultados evidencian que es posible batir al mercado y obtener un beneficio superior al conseguido con la estrategia de comprar y mantener, siendo estos resultados más señalados para el índice de mercado analizado que para el activo individual considerado.

1.6. LA HIPÓTESIS CONJUNTA DE EFICIENCIA Y CAPM

La eficiencia se refiere a la precisión con la que el mercado valora los títulos, con qué rapidez los agentes del mercado descubren la nueva información y con qué velocidad su actuación o decisión de comprar o vender, en base a dicha información, hace que los precios se ajusten reflejando la nueva información. El CAPM, por el contrario, es un modelo de valoración de activos financieros en equilibrio que establece una relación lineal para la rentabilidad y el riesgo sistemático de los títulos. Establece cuál debe ser la relación de equilibrio entre la rentabilidad esperada y el riesgo sistemático.

Para que un mercado esté en equilibrio es muy importante que los precios se ajusten bien y rápidamente a la nueva información, es decir, es necesario que sean eficientes. Esto hace que los mercados tiendan al equilibrio. Esta es la muestra de la estrecha relación que existe entre la hipótesis de eficiencia y el modelo CAPM. Si los mercados no son eficientes no hay motivos para pensar que las rentabilidades de los títulos se comportan conforme al CAPM. Esta estrecha relación hace que estos dos conceptos no se puedan contrastar de forma independiente.

Esto implica que, al contrastar el grado de eficiencia de un mercado de valores suponemos que aceptamos como válido el modelo de valoración utilizado. Dicho de otro modo, si tras la contrastación tenemos que rechazar la hipótesis inicial, la causa puede ser la ineficiencia del mercado o la invalidez del modelo de valoración utilizado. Es a esto a lo que se le denomina *joint hypothesis*. Nos vemos obligados a contrastar ambos conceptos de forma conjunta y la aceptación o el rechazo será el de la hipótesis conjunta.

El *Capital Asset Pricing Model*, o modelo de Sharpe-Lintner-Black como lo denomina Fama (1991), merece un lugar destacado entre los modelos de valoración de acciones. Apareció con los trabajos de Sharpe (1964), Lintner (1965) y Black (1972). Y, a pesar de ser un hallazgo de los años sesenta, supuso un cambio tan revolucionario en la concepción de la teoría financiera que sigue estando de actualidad en prácticamente la totalidad de las investigaciones que se realizan en el campo de las finanzas. Se caracteriza por ser un modelo que refleja de forma clara y sencilla cómo la rentabilidad esperada de un activo financiero es una función lineal de las rentabilidades esperadas del mercado, del título libre de riesgo y del riesgo sistemático del activo en cuestión.

El principal problema de este modelo reside en las hipótesis de partida, que no se ajustan a la realidad, situando al CAPM en el contexto de unos mercados ideales y en competencia perfecta. Pero lo importante, como señala Gómez-Bezares (2000), no es tanto el realismo de las hipótesis de partida sino la robustez del modelo, es decir, que aún sin cumplirse de forma exacta dichas hipótesis las conclusiones o resultados del modelo se puedan seguir manteniendo.

El modelo parte de una serie de hipótesis simplificadoras de la realidad, tal y como las establece Suárez Suárez (1993):

- Todos los inversores son diversificadores eficientes en el sentido de Markowitz, es decir, todos se sitúan sobre la frontera eficiente de Markowitz.
- Los inversores son indiferentes ante un incremento en el precio de los títulos y un incremento de igual cuantía en concepto de dividendos o intereses.
- Todos los inversores tienen el mismo horizonte temporal.
- Todas las inversiones son infinitamente fraccionables, tanto los títulos como las carteras.

- El mercado es perfectamente competitivo y no existen impuestos ni costes de transacción para la compra y venta de los títulos.
- El tipo de interés libre de riesgo es el mismo para todos los inversores, e igual para préstamos y endeudamiento.
- Los mercados son eficientes, de forma que reflejan toda la información y los precios reaccionan a dicha información rápidamente.
- Todos los inversores tienen expectativas homogéneas. Esto quiere decir que las distribuciones de probabilidad futuras de rentabilidad de los títulos son comunes a todos los inversores, ya que utilizan los mismos datos y aplican las mismas técnicas, lo cual implica que tendrán iguales expectativas de rentabilidad e iguales desviaciones típicas.

Bajo el supuesto de que todos los inversores actúan con criterios de eficiencia en el sentido de Markowitz, todos tenderán a situarse sobre la frontera eficiente. Si además establecemos la hipótesis de expectativas homogéneas, podemos deducir que la frontera eficiente será común para todos los inversores.

En este contexto, los inversores decidirán el grado de riesgo y de rentabilidad que desean asumir, creando carteras que estarán formadas por una combinación de activos sin riesgo y la cartera de mercado, ya que el mercado expulsará fuera todos los títulos que no estén contenidos en dicha cartera, puesto que no serán demandados por nadie, aunque varíen las proporciones para cada inversor.

La relación entre la rentabilidad y el riesgo para carteras eficientes formadas por la cartera de mercado y el título sin riesgo es lo que se denomina *Línea del Mercado de Capitales* o línea CML, que mide la rentabilidad esperada en función del riesgo. La ecuación para la línea CML es la siguiente,

$$E(R_p) = R_0 + \frac{E(R_m) - R_0}{\sigma(R_m)} \cdot \sigma(R_p)$$

El cociente $\frac{E(R_m) - R_0}{\sigma(R_m)}$ es el precio del riesgo, ya que nos proporciona el rendimiento adicional que puede generarse como consecuencia de asumir una unidad de riesgo.

En este nuevo contexto, el mercado únicamente va a pagar por el riesgo sistemático y nunca por el riesgo específico, de tal modo que si un inversor decidiera invertir en un único activo, el mercado únicamente le retribuirá el riesgo sistemático y nunca el específico, ya que el inversor asume de un modo voluntario ese riesgo específico que podría haber eliminado invirtiendo en la cartera de mercado.

En base a lo anterior, la varianza de la rentabilidad de una cartera tiene la siguiente expresión,

$$\sigma^2(R_p) = \beta_p^2 \cdot \sigma^2(R_m)$$

que, sustituyéndola en la ecuación de la línea CML, nos quedará la fórmula clásica del CAPM,

$$E(R_p) = R_0 + [E(R_m) - R_0] \cdot \beta_p$$

La relación que nos presenta la línea CML es únicamente válida para carteras eficientes. En cuanto a los activos individuales, donde ya sí aparece el riesgo no sistemático, su valoración se encontraría por debajo de la línea CML, ya que para un mismo rendimiento tendrá un mayor riesgo. Esto es lo que da lugar a la *Línea del Mercado de Títulos* o línea SML, en la cual, cuanto más elevado sea el riesgo sistemático de un título tanto mayor será su rentabilidad, independientemente del riesgo específico que pudiera tener. La expresión matemática será,

$$E(R_i) = R_0 + [E(R_m) - R_0] \cdot \beta_i$$

donde se observa que la rentabilidad de un título es igual a la rentabilidad de los activos libres de riesgo más una prima por riesgo que retribuye el riesgo sistemático y que viene medida por la beta.

Hay que señalar que, desde un principio, las contrastaciones del CAPM contaron con importantes dificultades estadísticas. Esto condujo a una situación de aceptación general del modelo aunque siempre con matices.

La primera crítica importante es la de Roll (1977), el cual sostiene que el CAPM no puede contrastarse, debido a que utiliza como base el rendimiento de la cartera de mercado, el cual no puede medirse, ya que únicamente se utilizan índices en representación de ésta. Según Roll, la cartera de mercado en realidad debería recoger no sólo los activos de la Bolsa, sino que también debería recoger todos los activos en los que puede colocar su dinero el inversor, tales como tierra, capital humano, etc. No obstante, pueden verse estudios como el de Stambaugh (1982) que muestran la poca sensibilidad de los tests sobre el CAPM respecto al índice de mercado utilizado, lo cual demuestra que no es fundamental dar con la cartera de mercado exacta.

Otro cuerpo de investigación es el que muestra que las diferencias en los tipos medios de rendimiento no se explican completamente por medio de sus betas. Ya en

1960, Nicholson sugirió que las empresas con un PER bajo obtienen rendimientos más altos que las sociedades con ratios altos de PER. Pero la verdadera avalancha de pruebas que señalaba las deficiencias del CAPM no empezó hasta 1981, cuando aparecieron los artículos de Banz y Reinganum que presumían la existencia de un efecto tamaño en el comportamiento de la rentabilidad de las acciones a lo largo del tiempo.

Bajo el mismo ambiente de contrastación y críticas a la hipótesis conjunta de eficiencia y equilibrio en los mercados de capitales, a mediados de los ochenta, otro grupo de artículos desveló que los rendimientos no están idénticamente distribuidos a lo largo del tiempo. Apareciendo así las denominadas “Anomalías de Calendario”: el efecto enero, efecto día de la semana, efecto intradía, etc.

De este modo, un segundo grupo de importantes críticas al CAPM se caracterizaban por arremeter directamente contra la beta cuestionando si ésta explicaba por completo las rentabilidades de los títulos. Así, numerosos trabajos descubren otras variables significativas, distintas del riesgo sistemático, como son las ya comentadas tamaño (Banz, 1981) y PER (Basu, 1983) y otras nuevas en el campo de la investigación como son el *leverage* (Bhadari, 1988) y la relación entre valor en libros y valor de mercado (Fama y French, 1992).

Hay que destacar el ataque al CAPM que supuso el artículo de Fama y French (1992). En él, sus autores afirman que, si bien estudios ya clásicos en la contrastación del CAPM, como los de Black, Jensen y Scholes (1972) y Fama y MacBeth (1973), afirmaban la validez de la beta para explicar la rentabilidad de las acciones, eso sucedía para una muestra con datos anteriores a 1969. Con datos más recientes, Fama y French (1992) argumentan que las variables explicativas de las rentabilidades son el tamaño, la relación valor en libros y valor de mercado, la relación beneficio/precio y el *leverage*, concluyendo que el ratio libros/mercado es la variable más significativa seguida por la variable tamaño.

Otro trabajo a comentar es el que realizaron Chan, Hamao y Lakonishok (1991) para el mercado de valores japonés, en el que se estudia la capacidad explicativa de las variables: tamaño, valor en libros/valor de mercado y las tasas de rentabilidad vía beneficios y vía cash flow, llegando a la conclusión de que las variables más significativas en el estudio de las rentabilidades de los títulos son la variable libros/mercado y el ratio cash flow/precio.

El problema de estas aportaciones empíricas es que carecen de un modelo o teoría que lo respalde. Es por ello que, en principio, todas las variables son “buenas” siempre que aporten alguna información que explique las rentabilidades medias de los títulos. La elección de dichas variables fundamentales puede ser debido a que son las utilizadas en la práctica por los profesionales.

Gómez-Bezares (2000) se inclina por considerar que “el mercado es suficientemente eficiente y el CAPM bastante válido, y que el problema reside en que la estimación que hacemos de beta tiene con frecuencia bastante error, mientras que las variables fundamentales, o tienen una relación importante con la verdadera beta, o recogen efectos que la beta no considera... El CAPM no es un modelo completo, sino una simplificación de la realidad; no debe, por lo tanto, extrañarnos que tenga fallos. Pero sí creo que es un modelo útil y lo seguirá siendo hasta que tengamos otro claramente mejor”.

Por otro lado, también hay que hacer mención expresa a la Teoría de Valoración por Arbitraje, también conocida por sus siglas en inglés APT (*Arbitrage Pricing Theory*), que fue propuesta por Ross en 1976.

El APT propone un modelo de valoración de acciones, alternativo al CAPM, que se caracteriza porque utiliza k factores para medir el riesgo sistemático. Está basado en un sencillo modelo de arbitraje. Según el concepto de arbitraje, como Ross (1976) indica, “en equilibrio, las carteras que supongan una inversión cero y que no tengan riesgo, deberán dar una rentabilidad cero. En caso contrario los arbitrajistas invertirán en ellas hasta conseguir que este principio se mantenga”.

Las hipótesis de partida del modelo multifactorial son las siguientes:

- Los mercados son competitivos y no hay ni impuestos ni costes de transacción.
- Las decisiones de inversión son tomadas teniendo en cuenta la rentabilidad y el riesgo, es decir, todos los inversores buscan obtener la máxima rentabilidad posible con el mínimo riesgo.
- Todos los inversores son conscientes de que los rendimientos de los activos son generados por un modelo de k factores.

El modelo propuesto por Ross (1976) considera que la rentabilidad de un activo viene explicada por:

- La esperanza de rentabilidad del activo, suponiendo determinados valores para los factores explicativos del rendimiento.
- Las desviaciones de los valores de cada factor con respecto a su esperanza, multiplicados por un coeficiente de sensibilidad al factor.
- El término de error.

De modo que la formulación del modelo quedaría representada por la siguiente combinación lineal,

$$R_{it} = E(R_{it}) + \beta_{i1} \cdot [F_{1t} - E(F_{1t})] + \beta_{i2} \cdot [F_{2t} - E(F_{2t})] + \dots + \beta_{ik} \cdot [F_{kt} - E(F_{kt})] + \varepsilon_{it}$$

donde,

R_{it} es la rentabilidad del título i en el periodo t .

$E(R_i)$ es la rentabilidad esperada del activo i .

F_{jt} es el valor del factor j en el periodo t .

$E(F_{jt})$ es el valor esperado por los inversores para el factor j en el periodo t .

β_{ij} es el coeficiente de sensibilidad del título i al factor j , medida del riesgo sistemático a través de la siguiente expresión:

$$\beta_{ij} = \frac{Cov(R_i, F_j)}{Var(F_j)}$$

ε_{it} es la perturbación aleatoria del título i en el periodo t .

De forma simplificada,

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_{i1} \cdot F_{1t} + \beta_{i2} \cdot F_{2t} + \dots + \beta_{ik} \cdot F_{kt} + \varepsilon_{it}$$

En base a la fórmula del modelo de k factores obtendremos la siguiente expresión de la varianza de los títulos,

$$\sigma^2(R_i) = \beta_{i1}^2 + \beta_{i2}^2 + \dots + \beta_{ik}^2 + \sigma^2(\varepsilon_i)$$

donde se puede diferenciar claramente el riesgo sistemático del riesgo específico, habiendo k fuentes de riesgo sistemático medidas por las betas y una fuente de riesgo específico medida por las perturbaciones aleatorias del título, que podrá ser eliminado gracias a la diversificación.

Los supuestos de partida del APT son menos restrictivos que los del CAPM. Además, el APT no está basado en la hipótesis de eficiencia de la cartera de mercado, sino en un sencillo modelo de arbitraje, por lo que se puede prescindir de los problemas derivados de las curvas de utilidad y de la necesidad de determinar la cartera de mercado, superando así la crítica de Roll al CAPM que considera que la cartera de mercado es inobservable.

Otra ventaja del APT en relación al CAPM es que se trata de un modelo multifactorial, es decir, este modelo parte de la hipótesis de que existen diversas fuentes de riesgo sistemático, y no sólo una como en el caso del CAPM, y las distintas betas miden la relación del activo con cada uno de dichos factores explicativos.

Finalmente, el CAPM coincidiría con el APT si este último considerase un único factor y este factor viniese representado por la cartera de mercado.

El problema fundamental que existe a la hora de contrastar el APT es que este modelo no nos dice nada acerca de cuáles son esos k factores determinantes de la rentabilidad de cada título. Propone detectar esos factores de riesgo sistemático no observables mediante técnicas multivariantes complejas como el Análisis Factorial o la técnica de Componentes Principales.

Roll y Ross (1984) consideran que esos factores explicativos son las variaciones no anticipadas de la inflación, la producción industrial, el premio por riesgo y la diferencia de tasa de rendimiento de los bonos a corto y a largo. Sin embargo, son numerosas las pruebas empíricas realizadas para contrastar el APT y los autores no suelen coincidir a la hora de determinar los factores relevantes. A esto último hay que unir la falta de acuerdo con respecto a la calidad de los tests utilizados para realizar las contrastaciones.⁹

Sin embargo, la principal crítica que ha recibido este modelo procede de Shanken (1982), quien asegura que la fórmula multifactorial del APT no es una igualdad sino una aproximación. Si bien, también señala que dicha aproximación se convierte en igualdad cuando la contrastación se realiza con un número elevado de valores y por tanto se puede aplicar la ley de los grandes números. La consecuencia práctica de todo esto es que el estudio por separado de dos grupos de activos que sabemos proporcionan el mismo nivel de rentabilidad pueden dar lugar a modelos factoriales diferentes y no podríamos saber en ese caso cuál de ellos sería el relevante.

Volviendo al interés de este apartado teórico, la idea de eficiencia está muy relacionada con los modelos de valoración de activos. Tal como afirma Fama (1970, 1997), la eficiencia del mercado debe ser testada conjuntamente con un modelo de rentabilidades normales esperadas.

El problema es que carecemos de un modelo que no plantee dudas. Así, el CAPM, uno de los buques insignias del paradigma de los setenta, se encuentra sometido a fuertes críticas, y los modelos alternativos (como el de Fama y French de tres factores, 1993) no dejan también de tener sus problemas. En un mercado eficiente, la información debe afectar a la valoración de los títulos, pero no está claro cómo se determina el premio por riesgo, o si se piden otros tipos de premio, lo que en muchas ocasiones dificulta la interpretación de resultados aparentemente contradictorios con la eficiencia.

⁹ Esta es la principal causa por la que el APT no haya podido desbancar al CAPM como modelo de valoración e instrumento de decisión financiera.

1.7. IMPLICACIONES DE LA EFICIENCIA

En conclusión, hay que señalar que, a pesar de que se puedan encontrar “irregularidades” en los mercados de capitales con las que se podría obtener un beneficio extraordinario, muchas veces podemos vernos desanimados a aprovechar tales oportunidades como consecuencia de los costes de transacción, que disminuyen considerablemente el diferencial de beneficio que podríamos llegar a obtener.

Los estudios empíricos sobre los mercados de valores empiezan a tomar un nuevo camino que es el de tener un conocimiento más exhaustivo del comportamiento de los precios. Y dentro de este campo de estudio se encuentran las anomalías empíricas detectadas en los mercados de valores.

Señalamos también la importancia y utilidad de la eficiencia en los mercados de valores. Por un lado, constituye uno de los estudios centrales de las finanzas modernas, ya que, sólo si los mercados son eficientes se pueden aceptar los actuales desarrollos teóricos. Por otro lado, sólo bajo la idea de que los mercados son eficientes se pueden entender estos como sistemas eficientes de asignación de recursos. Por último y desde el punto de vista del inversor, un mercado eficiente le garantiza que va a pagar lo que los títulos realmente valen, ni más ni menos.

Página 42 (blanca)

2. ANOMALÍAS EMPÍRICAS EN LOS MERCADOS DE CAPITALES

2.1. INTRODUCCIÓN

A principios de la década de los ochenta, cuando la hipótesis de eficiencia estaba perfectamente asumida y todos los contrastes empíricos apoyaban indiscutiblemente la existencia de racionalidad en el mercado de capitales, resurgió una línea de investigación que consistía en detectar patrones predictibles de comportamiento en las cotizaciones de los títulos en base a la existencia de regularidades en la serie de rentabilidades bursátiles.

Estas regularidades empíricas han sido consideradas como anomalías a un comportamiento racional del mercado de valores. Esto implica que, si siguiésemos una determinada estrategia de inversión, podríamos obtener rendimientos extraordinarios.

Las anomalías que se han detectado son de muy diverso tipo, así se puede distinguir el efecto enero, el efecto tamaño, el efecto cambio de mes, el efecto día de la semana, el efecto intradía, el efecto sobre-reacción, el efecto PER, etc. Por otro lado, a pesar de su gran diversidad y aunque no todas las anomalías tienen las mismas implicaciones en los mercados, tampoco se puede decir que sean totalmente independientes unas de otras.

2.2. CONCEPTO DE ANOMALÍA

El término anomalía fue introducido en el contexto de las finanzas por Ball (1978), quien a su vez lo tomó prestado de la famosa obra de Kuhn (1970) *The*

Structure of Scientific Revolutions. El término anomalía, tal y como lo define Kuhn en el marco de la metodología científica, se refiere al hallazgo de un comportamiento sistemático y preciso, pero que sin embargo es inconsistente con los fundamentos de la teoría básica previamente existente.¹

Dentro del campo de la teoría financiera, se ha dado en llamar “anomalía” a todos aquellos comportamientos de las rentabilidades bursátiles que no vienen explicados previamente por la teoría financiera existente.

En el contexto de la teoría de los mercados eficientes, se denomina anomalías a las evidencias empíricas que demuestran que es posible predecir un comportamiento sistemático en las rentabilidades bursátiles, bajo cuyo conocimiento se pueden adoptar estrategias de inversión que permiten obtener una rentabilidad mayor a la que se obtendría sin dicho conocimiento.

Este hallazgo ha supuesto que se tambaleasen tanto la teoría de los mercados eficientes como los modelos de valoración de acciones que gozaban de una gran credibilidad tanto a nivel académico como profesional. Aunque, lógicamente, ello no impide que los estudios empíricos que han supuesto el hallazgo de dichos comportamientos anómalos no encuentren una explicación *ex post* acorde con la teoría financiera o la estructura de los mercados.

La existencia de anomalías en los rendimientos bursátiles cuestiona la existencia de eficiencia en los mercados de capitales al facilitar la predicción de la evolución de los rendimientos esperados. Esto implica que dicho comportamiento no es aleatorio o que, al menos, no depende exclusivamente de la nueva información que llega al mercado. La existencia de anomalías implica, por tanto, ineficiencia informacional.

Sin embargo, como señala Marhuenda (1997), en un mercado eficiente, lo más lógico es que el arbitraje de los inversores elimine cualquier exceso de rentabilidad que obtiene un activo sobre otro comparable de igual riesgo. Además estas pequeñas ineficiencias que pueden existir en el mercado desaparecen una vez que han sido detectadas y utilizadas por los inversores, contribuyendo de este modo a generar un mayor grado de eficiencia en el mercado.

Por el contrario, las anomalías son fenómenos persistentes en el tiempo, que siguen apareciendo a pesar de su detección y utilización por los inversores para obtener un beneficio extraordinario, contradiciendo de este modo la eficiencia del

¹ Podemos verlo en su clásico libro *The Structure of Scientific Revolutions*, Chicago, Chicago University Press, o podemos encontrar una referencia al concepto de anomalía dado por Kuhn en Keim (1988), “Stock Market Regularities: A Synthesis of the Evidence and Explanations”, *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press.

mercado. De manera que las únicas regularidades observadas compatibles con el paradigma de los mercados eficientes son aquellas claramente provocadas por imperfecciones conocidas del mercado, como son la existencia de costes de transacción o impuestos.

2.3. TIPOS DE ANOMALÍAS

Son muchas las clasificaciones que se pueden hacer de las anomalías en los mercados de valores. A continuación se presenta la que consideramos más lógica y coherente de todas, para pasar a describirlas posteriormente.

Por un lado existen una serie de regularidades detectadas en las series históricas de rentabilidades bursátiles que reciben conjuntamente el nombre de Anomalías de Calendario. Responden a distintas estacionalidades, ya bien sean estudiadas las rentabilidades mes a mes, semana a semana, día a día, etc. Así, han sido detectados el efecto mes del año, el efecto semana del mes, el efecto día de la semana, he incluso se ha llegado a detectar el efecto intradía y el efecto periodo vacacional. Este conjunto de anomalías resultan un duro golpe al modelo *random walk* que presupone que las rentabilidades de los títulos están independiente e idénticamente distribuidas.

En segundo lugar debemos destacar la existencia de otro grupo de anomalías detectadas como consecuencia del contraste de los modelos de valoración de los títulos en Bolsa, principalmente el CAPM. Es por ello que a este conjunto de anomalías se las denomina Anomalías en la Valoración de Activos. Estas regularidades empíricas responden a determinadas características de los títulos como es su capitalización bursátil, la relación entre el valor contable y el valor de mercado de las compañías o la relación entre el beneficio obtenido y el precio de los títulos. Estos son los denominados efecto tamaño, efecto *book-to-market* y efecto PER, respectivamente.

Por último, aparte de los grupos de anomalías ya comentadas, hay que destacar la existencia de los denominados efecto sobrerreacción y efecto infrarreacción de los títulos bursátiles. También ha sido detectado en los mercados de valores un comportamiento de sobrerreacción o infrarreacción de las acciones a determinadas noticias. Y, lo que es aún más importante, como consecuencia de la corrección, en uno u otro sentido, del precio de los títulos, es posible establecer estrategias de inversión rentables.

A continuación se exponen más detalladamente todas estas variedades de anomalías y su implicación en la teoría sobre la eficiencia y el equilibrio en los mercados de capitales.

2.3.1. Anomalías de Calendario

Una de las ramas abiertas en el estudio de las anomalías empíricas es la que se refiere a la existencia de patrones estacionales en las series de rentabilidades bursátiles.

La estacionalidad es un comportamiento persistente en la serie de rentabilidades bursátiles que implica que los inversores demandan rentabilidades diferentes para distintos meses, semanas, días, horas, etc. Del mismo modo, puede significar una ineficiencia del mercado de valores, ya que los distintos agentes podrían utilizarlo como estrategia de inversión para obtener así una rentabilidad ajustada al riesgo superior a la normal.

Las Anomalías de Calendario detectadas están íntimamente relacionadas con la hipótesis débil de eficiencia. Concretamente, indican que el modelo *random walk* no se cumple. Incluso, podemos señalar que la existencia de estacionalidad de cualquier tipo implica que los rendimientos esperados de los títulos no permanecen constantes en el tiempo.

La existencia de estas anomalías también tiene implicaciones para los modelos de rentabilidades esperadas. Por lo que se refiere a estos modelos, pueden usar esta información para mejorar su especificación.

Podemos distinguir distintos patrones estacionales de comportamiento según analicemos la serie temporal de rentabilidades mes a mes, semana a semana, día a día, etc. Así podemos distinguir los siguientes efectos:

- Efecto Enero o Efecto Cambio de Año.
- Efecto Intrames.
- Efecto Día de la Semana, dentro del cual se incluyen un Efecto Fin de Semana, un Efecto Lunes y un Efecto Viernes.
- Efecto Periodo Vacacional.
- Efecto Vencimiento de los contratos de opciones y futuros financieros.
- Efecto intradía.

Concretamente, el fenómeno que se ha detectado en torno al cambio de año se caracteriza por el hecho de que durante el mes de diciembre, y más intensamente en los últimos días, tiende a bajar la cotización de las empresas en la Bolsa. El fenómeno continúa al inicio del año siguiente pero provocando el efecto inverso, es decir, durante el mes de enero siguiente la cotización de las empresas anteriormente depreciadas tiene un crecimiento excesivamente alto en comparación con el resto del año y, lo que es más importante, sin una razón inicial aparente que aporte alguna

explicación para que eso ocurra sistemáticamente cada año. Por ello lo consideramos un comportamiento anómalo o irracional que recibe comúnmente la denominación de Efecto Enero.

En cuanto al Efecto Intrames, hay que señalar que esta anomalía hace referencia al patrón de comportamiento que siguen las rentabilidades bursátiles a lo largo de un mes de contratación. El primero en documentarlo fue Ariel (1987) para el mercado norteamericano. Detectó que las rentabilidades positivas se concentraban en el último día de negociación de cada mes y durante la primera quincena del mes siguiente. Este hallazgo implica que todo el avance acumulativo del mercado ocurre durante la primera mitad del mes de actividad y que por tanto la segunda quincena no contribuye a él en nada.

En cambio, el Efecto Día de la Semana es una regularidad empírica que se ha observado en los mercados financieros y que se refiere al hecho de que la rentabilidad de los activos cotizados en Bolsa no es independiente del día de la semana en que se producen. Su descubrimiento se debe al interés suscitado por la posible implicación en los precios del cese de la negociación en el fin de semana. Los resultados obtenidos para la gran variedad de mercados de valores muestran cómo la rentabilidad media del lunes suele ser significativamente menor a las rentabilidades medias obtenidas para los restantes días de negociación y de signo negativo, hallazgo que recibió la denominación de Efecto Lunes. Por el contrario, para los restantes días de negociación la rentabilidad media resulta ser positiva y anormalmente alta para el viernes, denominándose a este comportamiento sistemático Efecto Viernes. Por otro lado, si se desglosan las rentabilidades obtenidas de cierre a cierre del mercado en rentabilidades de apertura a cierre y de cierre a apertura, se comprueba cómo el rendimiento negativo correspondiente al lunes se concentra en la mayor parte de los casos en el periodo de cierre del viernes a la apertura del lunes, es decir, en el fin de semana. Es por ello que esta anomalía recibe también el nombre de Efecto Fin de Semana.

El Efecto Vacaciones surgió como consecuencia del estudio del impacto que podía provocar en las rentabilidades bursátiles el cierre del mercado a causa de un periodo festivo. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que las rentabilidades medias de los días anterior a un festivo son superiores a las rentabilidades medias del resto de los días, siendo la diferencia entre ambas medias estadísticamente significativa.

La desagregación temporal continuó en la investigación sobre las anomalías del mercado apareciendo así el denominado Efecto Intradía. Diversos estudios empíricos han detectado un comportamiento diferente de las cotizaciones al principio y al final de la jornada bursátil en todos los días de la semana. Con el objetivo de analizar más profundamente el Efecto Día de la Semana, se detectó que

los rendimientos de los lunes son negativos en promedio durante los primeros cuarenta y cinco minutos de contratación y positivos para el resto de los días de negociación.

Por último, hay que señalar que desde el nacimiento de las opciones y futuros financieros, se han realizado numerosos estudios que analizan la interacción que podría existir entre los mercados de derivados y los mercados de acciones. Aunque desde el punto de vista de la teoría financiera no existen argumentos convincentes que expliquen estas posibles influencias, son varios los estudios que han encontrado evidencia empírica a su favor, especialmente alrededor de la fecha de vencimiento de las opciones y futuros financieros. El denominado Efecto Vencimiento de los Derivados lo podemos definir como aquel comportamiento diferencial detectado en la rentabilidad, volatilidad y volumen de negociación de los activos subyacentes alrededor del día de vencimiento de los contratos de derivados financieros. Este efecto es debido a una combinación de factores, así como la realización de operaciones de arbitraje y especulativas entre los derivados y las acciones y el proceso de liquidación de los contratos.

2.3.2. Anomalías en la valoración de activos

Según el modelo CAPM, las rentabilidades esperadas de los activos están determinadas exclusivamente por su riesgo sistemático o riesgo de mercado. Si el CAPM es verdadero y los mercados de capitales son eficientes, la rentabilidad esperada de todos los títulos deberá ser la que predice el modelo. De lo contrario, estaríamos ante la presencia de lo que se ha dado en llamar una anomalía en la valoración de los activos.

Las Anomalías en la Valoración de los Activos surgieron como consecuencia de algunas de las críticas hechas al modelo CAPM, que considera que la beta de un título es el único factor que interviene en la descripción de las rentabilidades esperadas. Dichas anomalías se refieren a la capacidad de ciertas variables de las empresas, tales como el tamaño, el ratio PER o el ratio Precio / Valor en libros, para explicar la variación transversal de las rentabilidades de los activos. De este modo han sido detectados los efectos tamaño, PER y *Book-to-Market* cuya evidencia y explicaciones pasamos a comentar seguidamente.

En breves palabras, el efecto tamaño se refiere al hecho de que los rendimientos de las empresas de menor tamaño, o baja capitalización bursátil, superan significativamente a los de las empresas de mayor tamaño, incluso después de ajustar el rendimiento esperado al riesgo. El efecto PER, por el contrario, muestra que las acciones con un ratio PER bajo proporcionan unas rentabilidades más altas que el promedio de rentabilidad conseguido por el conjunto de acciones y medida por el CAPM. Por último, la anomalía *Book-to-Market* nos indica que la

rentabilidad media de los títulos que tienen una relación valor de mercado valor en libros elevada resulta ser significativamente superior a la rentabilidad media de los títulos con una relación valor de mercado valor en libros más reducida.

Las anomalías PER y *Book-to-Market* tienen en común que intentan predecir rendimientos anómalos en los títulos bursátiles a partir de la existencia de información contable que las empresas publican periódicamente, línea de investigación ampliamente seguida en los últimos años.

Sin embargo, el estudio de las anomalías en los modelos de valoración no carece de críticas. Hay autores, entre ellos Ball (1995), que señalan que es difícil saber si tales anomalías son atribuibles a defectos de los propios mercados, a defectos en la teoría sobre la eficiencia en los mercados o a problemas con la propia investigación y los datos utilizados.

2.3.3. Otras Anomalías

Ante la constante presencia en la literatura financiera de un considerable número de anomalías que han llevado a cuestionar tanto la validez de la hipótesis de eficiencia como de los modelos de valoración, también hay que señalar otro grupo de investigación que ha recibido una gran atención. Su importancia reside en que consideran la posibilidad de que los inversores puedan predecir los cambios de sentido en la rentabilidad.

En este último grupo de anomalías incluimos el Efecto Sobrerreacción, que responde al hecho de que los inversores, al analizar las perspectivas de una empresa, tienden a sobrevalorar la información más reciente e infravalorar todos los datos que definen la trayectoria de la empresa cotizada.

Y, por último, el denominado Efecto Infrarreacción. Jegadeesh y Titman (1993) fueron los primeros en documentar para el mercado norteamericano que las estrategias basadas en comprar títulos que han tenido un buen comportamiento en el pasado y vender aquellos que han tenido un pobre desarrollo ha generado una significativa rentabilidad positiva en los tres a doce meses siguientes al periodo de formación de las carteras de inversión. Sin embargo, parte de la rentabilidad anormal generada en el primer año después de la formación de las carteras desaparece en los dos siguientes años.

2.4. REFLEXIONES SOBRE LAS ANOMALÍAS DETECTADAS

A pesar del interés suscitado y del peso tan importante que tiene el estudio de las anomalías de mercado en el campo académico, estas evidencias empíricas no carecen de críticas.

Las anomalías empíricas han sido atacadas por diversos frentes, entre ellos, se observa que en unas ocasiones se deben al comportamiento de las empresas de baja capitalización, en otras al modelo de valoración utilizado, otras veces al mineo de datos, a problemas estadísticos, etc.

Reinganum (1991) afirma que la razón de la aparición de las anomalías se debe al desarrollo tecnológico, que ha permitido la utilización por parte de la comunidad académica de una base de datos para sus investigaciones mucho más amplia de la que se disponía anteriormente. Sin embargo, la disponibilidad de dicha información puede dar lugar al mineo de datos.

A este respecto, Gómez-Bezares (2000) señala que es importante, cuando se observa algún efecto extraño, que pueda ser comprobada su permanencia fuera de la muestra en la que se ha detectado y que se debe ser cautelosos con los estudios empíricos que detectan cosas sin ninguna base teórica, porque es posible que los resultados observados se deban a un puro mineo de datos.

Este es el caso precisamente de las anomalías de mercado. Lakonishok y Smidt (1988) argumentan que las anomalías detectadas en numerosos mercados financieros podrían ser simples quimeras, derivadas del mineo de datos.

Un ejemplo reciente de esta cuestión es el trabajo de Sullivan, Timmermann y White (1998) sobre las Anomalías de Calendario en el mercado de valores norteamericano para un periodo de cien años. La peculiaridad de su trabajo se encuentra en utilizar un método robusto al mineo o sobreajuste de los datos. Ya que ellos mismos consideran que la práctica común de utilizar la misma serie de datos para formular y contrastar hipótesis introduce o, al menos, predispone a los datos a tener problemas de sobreajuste, que si no son tratados o tenidos en cuenta, pueden invalidar los tests realizados. De este modo, encuentran que, una vez evaluadas las Anomalías de Calendario bajo este nuevo contexto, no son significativas por mucho tiempo.

Por otro lado, y en relación con el mineo de datos, Rubio y Salvador (1991) consideran que la evidencia internacional, que utiliza bases de datos nuevas, puede solucionar parte del problema. Y, por otro lado, dicha evidencia internacional, contribuye a buscar una explicación coherente y unificada al estudio de las anomalías.

Con relación exclusivamente a las Anomalías en la Valoración de Activos, Corzo y Martínez-Abascal (1996) consideran que una posible explicación de las desviaciones empíricas del CAPM es debida al mineo de datos. En el contexto del CAPM, con una base de datos históricos siempre es posible encontrar un conjunto de factores que anulen la intersección del modelo de valoración, pero carecen de

una teoría que identifique esas variables como factores de riesgo. Es por ello que la relación existente entre las rentabilidades bursátiles y las variables fundamentales de las que hemos hablado no debe ser considerado un argumento en contra del CAPM.

Otro grupo de ataques a las anomalías son aquellos que consideran que una gran parte de ellas desaparecen con cambios razonables en la metodología. Un claro ejemplo es el estudio de Connolly (1991) sobre el efecto día de la semana en la Bolsa de Valores de Nueva York. Connolly (1991) comprueba como realizando el estudio del efecto día de la semana aplicando un modelo GARCH para la varianza de los residuos del modelo de rentabilidades, comprueba que el efecto día ampliamente documentado en trabajos anteriores no se detecta.

En otras ocasiones, y muy frecuentemente, los trabajos empíricos han demostrado que la mayoría de las anomalías se reducen al mes de enero y a las empresas de baja capitalización. Esto indica que una gran parte de las anomalías detectadas en los mercados vienen explicadas o están incluidas en los efectos enero y tamaño. Ejemplo de ello son los trabajos de Ariel (1990), en relación al efecto vacaciones, y De Bondt y Thaler (1985 y 1987), en relación al efecto sobre-reacción. También hay que considerar que dichas anomalías no responden a ningún modelo teórico consistente y que nada garantiza que dichos fenómenos persistan en el futuro.

A esto hay que unirle la realidad de los mercados, en los que existen costes de transacción. Si estos se tuviesen en cuenta en el estudio de algunas anomalías, como por ejemplo el efecto día de la semana, difícilmente se podría llegar a realizar una estrategia de inversión que reportase un beneficio neto positivo. De manera que la detección de ciertas anomalías puede tener valor práctico sólo para aquellos inversores que estén dispuestos a negociar de cualquier manera, incurriendo en los costes que eso conlleva.

Por otro lado, Ball (1995) sostiene que los efectos de la microestructura de los mercados, tales como el diferencial *bid-ask*, podrían estar exagerando los resultados obtenidos del estudio de las anomalías. Prueba de ello es que el sesgo *bid-ask* ha sido utilizado como explicación parcial para algunas de las anomalías detectadas.

A este respecto, señalamos también un comentario de Gómez-Bezares (2000), “Roll (1994, pág. 71) confiesa que después de estar 25 años estudiando las ineficiencias y 10 tratando de explotarlas en la práctica, aunque hay efectos realmente importantes en el trabajo empírico, nunca ha encontrado uno que funcione en la realidad, en el sentido de dar más rentabilidad (después de costes) que una estrategia de comprar y mantener”. Si tenemos en cuenta todos estos aspectos, esto no quiere decir que todas las anomalías desaparezcan, pero si quedarían enormemente reducidas.

Los ataques a las anomalías en la valoración de activos son también muy importantes pero, en ocasiones, exclusivo para dicho grupo de anomalías. Este es el caso de las críticas que presentamos a continuación. Según Corzo y Martínez-Abascal (1996), estos efectos pueden ser debidos simplemente, más que a un fallo del CAPM, a una manifestación indirecta de la valoración del riesgo sistemático no observable, “para un nivel dado de la beta de referencia, la rentabilidad esperada será mayor para un título que para otro (más grande, de mayor PER o de menor VC/VM) en la medida que el primero tenga una beta latente mayor que el segundo”.

El concepto de cartera latente se refiere a que consideran que la cartera de referencia, normalmente un índice de mercado, utilizada para el cálculo de las betas es, en realidad, la parte observable de la cartera de mercado de la fórmula del CAPM. Esto implica que dicha cartera de mercado puede ser vista como la adición de una cartera de referencia, formada por el conjunto de activos observables, y una cartera no observable o latente, formada por el resto de activos.

Bajo esta matización, formulan un CAPM observable, en el que la prima de rentabilidad esperada de un activo es igual a la suma de las primas de los riesgos sistemáticos observables y no observables. Y que les permite separar el efecto en el precio del riesgo sistemático observable del riesgo sistemático no observable. Del CAPM observable deducen que, cuando se ignora el efecto en la valoración de la beta no observable, los activos resultan infravalorados, dando lugar a, según palabras textuales, “aparentes” anomalías.

En conclusión, nos inclinamos a pensar que algunas de las anomalías detectadas son producto de problemas con la propia investigación y con los datos utilizados. Este puede ser el caso del efecto día de la semana o el efecto sobre-reacción. Sin embargo consideramos que otras anomalías, especialmente el efecto enero, son más consistentes, debido entre otros motivos a su persistencia a lo largo del tiempo o a que se pueden establecer, tras su conocimiento, estrategias de inversión que permitan obtener un beneficio extraordinario, y aún hoy en día carece de explicación.

Por último, es nuestro objetivo ampliar la evidencia empírica internacional, centrandó nuestra investigación en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto (BVLP). Un mercado que, como señala Sanches (1999), es un mercado pequeño y abierto, que evidencia la influencia de los inversores, particularmente en activos de reducida liquidez.

PARTE II

ANÁLISIS EMPÍRICO EN LA BVLP

Página 54 (blanca)

3. CARACTERÍSTICAS DEL MERCADO Y DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

3.1. EVOLUCIÓN Y CARACTERÍSTICAS ACTUALES

El mercado de capitales portugués, tal como sucede en el resto de mercados europeos, ha registrado en los últimos años un gran desarrollo. Esto puede ser ilustrado según diversas perspectivas y en función de diversos aspectos relevantes.

Según los datos proporcionados por la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, la capitalización bursátil del mercado representaba en 1995 menos de una cuarta parte del PIB, y en 1999 ya ascendía a poco menos de tres cuartas partes del PIB portugués. Si consideramos el ratio de volumen de negociación del conjunto del mercado en función del PIB, indicador que revela, de forma más exhaustiva, la dinámica de los flujos de inversión del mercado de acciones, pasó de un ratio del 5% en 1995 a un ratio del 43% en 1999. Sin embargo, también hay que destacar que cualquiera de estos valores se sitúa por debajo de la media europea.

Centrando nuestra atención en el mercado portugués, se evidencian un conjunto de aspectos que han marcado la evolución del mercado de capitales en estos últimos años, tales como el proceso de privatizaciones vivido, la concentración de la liquidez y de la negociación en torno a los veinte valores del índice PSI-20,¹ el aumento de la sofisticación de los instrumentos financieros, el crecimiento de la gestión colectiva, y otros más que comentamos con detalle seguidamente.

¹ Índice constituido por los veinte títulos más representativos del mercado en términos de liquidez y capitalización bursátil.

a) Proceso de privatizaciones.

Uno de los factores que más ha contribuido al desarrollo del mercado de capitales portugués ha sido el proceso de privatizaciones iniciado en 1989. Los años 1997 y 1998 han sido particularmente importantes, con valores privatizados de 398 (correspondientes a 6 sesiones especiales) y 440 millones de contos² (4 sesiones especiales), respectivamente. De entre las diversas operaciones hay que destacar, por su importancia, las de Portugal Telecom, Electricidade de Portugal, Brisa y Cimpor.

Los beneficios para el mercado pueden dividirse en diversos aspectos:

- Aumento del potencial de diversificación de carteras con títulos del mercado portugués. En determinados momentos, las empresas privatizadas representaban la única posibilidad de inversión en el mercado bursátil en un sector económico específico.
- Aumento de la dimensión del mercado, esencial para alcanzar niveles mínimos de interés y liquidez.
- Aumento del número y variedad de inversores, incluyendo no residentes y los pequeños accionistas.

b) Concentración de la liquidez y de la negociación en torno a los veinte valores del índice PSI-20.

En el trienio 1993-95 el peso de los títulos del PSI-20 en el volumen negociado, en términos anuales, se aproximó al 66%. En 2000, el referido peso ascendió al 92%, hecho que evidencia una concentración de la actividad bursátil en un reducido número de valores.

c) Alteraciones en la importancia sectorial relativa.

Otro de los aspectos que ha marcado el pasado reciente del mercado portugués ha sido el claro aumento de la importancia de determinados tipos de sectores, como el de las telecomunicaciones.

d) Reducción del número de empresas cotizadas.

Paralelamente, el número de empresas cotizadas ha experimentado una reducción que se explica en gran medida por las fusiones y adquisiciones que han caracterizado a la economía portuguesa y también por el menor interés de los inversores en empresas con escasa liquidez. Con todo esto,

² Un conto era el equivalente a 1.000 escudos.

deben tenerse en consideración algunos aspectos que le están aportando una dinámica adicional al mercado:

- La admisión de nuevas empresas de gran potencial de crecimiento, encuadradas en el lanzamiento de un “nuevo mercado”, siguiendo la tendencia a nivel europeo.
- La admisión de valores mobiliarios extranjeros, como es el caso del banco Santander Central Hispano (SCH) en febrero de 2000.

e) Aumento de la sofisticación de los instrumentos financieros.

En este contexto, la negociación de contratos de derivados iniciada en junio de 1996, con el lanzamiento de contratos de futuros sobre el índice PSI-20, constituye un marco importante ya que está hoy bastante claro que los derivados contribuyen a aumentar la liquidez del subyacente, fortalecer hipótesis válidas para la gestión del riesgo de variación de precios (primordial en un contexto de volatilidades elevadas) y son importantes instrumentos para la estimación del precio de los activos.

f) Crecimiento de la gestión colectiva.

El crecimiento de los fondos de acciones durante los últimos años, según la Comisión del Mercado de Valores Mobiliarios (CMVM), se debe al buen funcionamiento del mercado de valores y a la innovación financiera desarrollada por el sector, traducida en la creación de fondos de acciones internacionales especializados y de fondos de capital garantizado.

El crecimiento del número de fondos fue acompañado por la evolución de los montantes invertidos. Las transacciones efectuadas en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto por los fondos tienen un peso significativo en el total de la negociación. Los datos proporcionados por la CMVM para 1998 y correspondientes al sector de acciones es de 15,6% en términos relativos.

g) Desarrollo institucional.

Desde el punto de vista institucional, la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto ha experimentado en los últimos años importantes cambios, todos ellos fruto de su continuo crecimiento y desarrollo, uno de los más importantes del entorno europeo.

Debemos destacar en este sentido el importante reconocimiento internacional que obtuvo este mercado a partir de 1997, ya que en abril de dicho año la prestigiosa sociedad de calificación *Standard & Poor* dejó de considerar a la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto un mercado emergente, convirtiéndose

de este modo en una Bolsa desarrollada. Ratificada esta denominación en diciembre de 1997 por la compañía *Morgan Stanley Capital Internacional*.

Por último, hay que destacar que este mercado no ha sido ajeno al proceso de globalización experimentado por los mercados financieros de todo el mundo. Prueba de ello es el proceso de fusión vivido en enero de 2000 entre la Bolsa de Valores de Lisboa y el Mercado de Derivados de Porto, pasándose a denominar conjuntamente Bolsa de Valores de Lisboa y Porto (BVLP). Actualmente forma parte de la plataforma bursátil paneuropea Euronext, recibiendo este mercado también la denominación Euronext-Lisboa.

3.2. PERIODO MUESTRAL DE ESTUDIO

El periodo elegido para realizar el análisis empírico para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto es el comprendido entre enero de 1993 y enero de 2001.

La elección de la fecha de inicio se debe fundamentalmente al hecho de que en enero de 1993 la Bolsa de Valores de Lisboa³ comienza a elaborar y divulgar los índices BVL 30⁴ y PSI-20. La importancia de estos índices se manifiesta en que se configuran desde su nacimiento en el principal indicador oficial del mercado continuo portugués. Tanto para los inversores como para los estudiosos del mercado, ambos índices son los que mejor reflejan el comportamiento del mercado portugués. Siendo además el PSI-20, desde el momento de su nacimiento, el índice de referencia para el Mercado de Derivados de Porto. Por último, hemos considerado la fecha de enero de 2001 como finalización del estudio por ser los datos disponibles más recientes para la elaboración del apartado empírico.

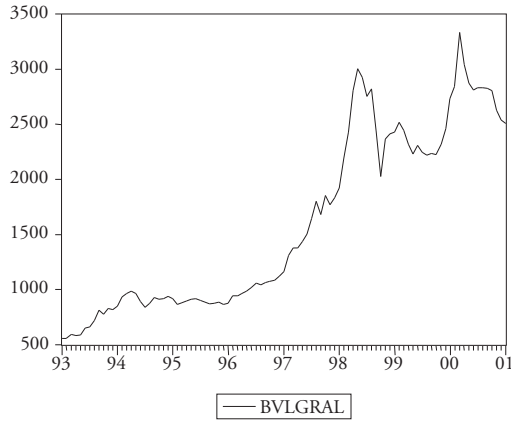
A continuación presentamos un análisis gráfico de la evolución del índice BVL Geral⁵ durante los años seleccionados como periodo muestral. En dicha gráfica se puede observar claramente el avance experimentado por la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, especialmente a partir del año 1996, muestra de la afluencia de una mayor cantidad de dinero a la inversión en renta variable portuguesa.

3 Actualmente recibe la denominación de Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, tras la fusión, en enero de 2000, de la Bolsa de Valores de Lisboa y el Mercado de derivados de Porto. Así como la denominación Euronex-Lisboa, por su pertenencia al mercado paneuropeo del mismo nombre.

4 Índice constituido por los treinta títulos más representativos del mercado en términos de liquidez y capitalización bursátil.

5 Índice constituido por todos los títulos admitidos en el Mercado de Cotizaciones Oficiales. Desde enero de 2000 recibe la denominación PSI-Geral.

GRÁFICA 1
EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE BVL GERAL
ENERO 1993 A ENERO 2001



Muy estrechamente relacionado con este avance se encuentra el desarrollo de la inversión colectiva que empieza a ser especialmente significativa a partir de 1996, según datos aportados por la Asociación Portuguesa de Sociedades Gestoras de Fondos de Inversión (APFIN) y la Comisión del Mercado de Valores Mobiliarios (CMVM).

Es por ello que, para el estudio del comportamiento de los inversores institucionales hemos seleccionado un periodo de estudio más reducido, dado que el desarrollo de estos inversores en el mercado de valores portugués se consigue más tarde. A esta razón hay que unirle el hecho de que para la realización del análisis empírico correspondiente al comportamiento de los inversores institucionales necesitamos datos históricos de al menos los cinco años anteriores al periodo en el que se quiera iniciar el estudio.

De este modo, el periodo de inicio del análisis es 1996, ya que es a partir de ese año cuando se produce un aumento significativo del número de gestoras y fondos de inversión, así como de volumen de negociación. El periodo de finalización del análisis es enero de 2001, de manera que el periodo de tiempo analizado comprende los últimos cinco años de negociación.

3.3. BASE DE DATOS SELECCIONADA

Para la realización del análisis empírico han sido necesarios una gran variedad de datos correspondientes a la negociación tanto individual como colectiva realizada en los mercados financieros portugueses durante el periodo de análisis anteriormente señalado.

La extensa base de datos necesaria para efectuar el análisis empírico se resume en los siguientes apartados:

- a) Cotización de las acciones de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, desde el primer día de cotización de enero de 1993 hasta finales de enero de 2001.
- b) Dividendos repartidos por cada empresa y derechos de suscripción, para ajustar las rentabilidades por dividendos y ampliaciones de capital.
- c) Valor de los índices BVL Geral, BVL 30 y PSI-20 como indicadores de mercado y de referencia para los fondos de inversión.
- d) Valor de las tasas ofrecidas por los certificados de ahorro desde 1993 hasta la actualidad, como medida de rentabilidad de un activo sin riesgo.
- e) Composición de la cartera mensual de cada uno de los fondos de inversión de renta variable en acciones nacionales desde 1996 hasta la actualidad.

Todos estos datos han sido obtenidos de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto (BVLP), la Comisión del Mercado de Valores Mobiliarios (CMVM), la Asociación Portuguesa de Sociedades Gestoras de Fondos de Inversión (APFIN), la Sociedad Corretora L.J. Carregosa y el Instituto de Gestión del Crédito Público (IGCP).

A continuación presentamos detalladamente la composición de dicha base de datos.

3.3.1. Acciones de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto

La muestra utilizada en el estudio empírico está compuesta por los valores negociados en el mercado de cotizaciones oficiales y que aparece en la Tabla 1, en la que presentamos su denominación y la fecha a partir de la cual comienza su cotización.

TABLA 1
COMPAÑÍAS CON COTIZACIÓN OFICIAL EN LA BOLSA DE VALORES
DE LISBOA Y PORTO

COMPAÑÍA	Fecha de Inicio
ATLANTIS CRISTAIS DE ALCOBAÇA	04/01/1993
B.A. BARBOSA & ALMEIDA	04/01/1993
BANCO ESPIRITO SANTO COMERCIAL DE LISBOA	04/01/1993
BANCO ESPIRITO SANTO DE INVESTIMENTO	01/06/1993
BANCO PINTO Y SOTTO MAYOR	22/06/1995
BANCO PORTUGUES DO ATLANTICO	05/01/1993
BANCO SANTANDER CENTRAL HISPANO	16/02/2000

COMPAÑÍA	Fecha de Inicio
BANCO TOTTA Y AÇORES	04/01/1993
BANIF	04/01/1993
BANCO COMERCIAL PORTUGUES	04/01/1993
BPI-SGPS	04/01/1993
BRISA – AUTO ESTRADAS	28/11/1997
BRISA – AUTO ESTRADAS (PRIVATIZACIÓN)	26/11/1997
CELCAT	04/01/1993
CELLULOSE DO CAIMA	04/01/1993
CENTRAL BANCO DE INVESTIMENTO	06/10/1997
CENTRALCER	04/01/1993
CEREXPORT	04/01/1993
CIMPOR	15/07/1994
CIN	04/01/1993
CIRES	04/01/1993
COFINA	20/02/1998
COLEP PORTUGAL	28/04/1997
COMPTA	04/01/1993
CORTICEIRA AMORIM	04/01/1993
CREDIT LYONNAIS PORTUGAL	30/11/1993
CREDITO PREDIAL	04/01/1993
EFACEC	04/01/1993
ELECTRICIDAD DE PORTUGAL	17/06/1997
ENGIL SGPS	09/11/1995
ESPART	04/01/1993
ESTORIL SOL	04/01/1993
F. RAMADA	04/01/1993
FINIBANCO	23/06/1998
FISIPE	04/01/1993
GESTNAVE	24/11/1997
IBERSOL	27/11/1997
IMOBILIARIA CONSTRUCTORA GRAO - PARÁ	04/01/1993
IMOLEASING	04/01/1993
IMPERIO IMOBILIARIO	08/07/1993
INAPA	04/01/1993
INPARSA	21/03/1997
INVESTEC	31/01/1995
ITI	04/01/1993
JERONIMO MARTINS	04/01/1993
LISGRAFICA	30/12/1994
LISNAVE	04/01/1993

COMPANHIA	Fecha de Inicio
LOCAPOR	04/01/1993
LUSOMUNDO SGPS	04/01/1993
LUSOMUNDO SGPS (PREFERENTES)	04/04/1996
LUSOTUR	04/01/1993
MADEIRENSE TABACOS DEAD-DELIST	04/01/1993
MELLO	04/01/1993
MODELO CONTINENTE	04/01/1993
MOTA & COMPANHIA	04/01/1993
MOTAENGIL	11/05/1995
MUNDIAL CONFIANÇA	04/01/1993
MUNDICENTER	04/01/1993
NOVABASE	04/07/2000
OREY ANTUNES	04/01/1993
PAPELARIA FERNANDES	04/01/1993
PARAREDE	01/07/1999
PORTUCEL INDUSTRIAL	28/06/1995
PORTUGAL TELECOM	02/06/1995
PT MULTIMEDIA	20/06/2000
REDITUS	04/01/1993
SALVADOR CAETANO	04/01/1993
SEGUROS IMPERIO	04/01/1993
SEMAPA	01/08/1995
SAG GEST	15/07/1998
SILVA	26/02/1996
SOARES DA COSTA	04/01/1993
SOARES DA COSTA (PREFERENTES)	07/01/1997
SOJA DE PORTUGAL	04/01/1993
SOMAGUE SPGS	04/01/1993
SONAE IMOBILARIA	05/12/1997
SONAE INDUSTRIA	04/01/1993
SONAE SPGS	04/01/1993
SONAE.COM	02/06/2000
SOPORCEL	04/01/1993
SUMOLIS	04/01/1993
TEIXEIRA DUARTE	23/10/1998
TELECEL	10/12/1996
TERTIR	04/01/1993
TRANQUILIDADE	04/01/1993
UNICER	05/01/1993
VISTA ALEGRE	04/01/1993

En total disponemos, para realizar el estudio empírico, de las cotizaciones de 89 títulos, todos aquellos que han sido negociados en el mercado de cotizaciones oficiales de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto desde enero de 1993 hasta enero de 2001. Sin embargo, se pone de manifiesto en la Tabla 1 que no todos los años hemos podido disponer de la negociación de tales títulos. El mercado de cotizaciones oficiales ha ido variando en estos últimos años en el número de títulos negociados, es por ello que en la Tabla mostramos la fecha a partir de la cual disponemos de las cotizaciones diarias para cada uno de los títulos, mostrando así una idea del número de títulos de los que hemos dispuesto cada año de estudio. Concretamente, podemos señalar que, para el año 1994, el número de títulos es tan sólo de 46, mientras que para el año 2000, el número de títulos alcanza la cifra de 71.⁶

El dato correspondiente a la cotización diaria de cada uno de los títulos mencionados ha sido obtenido de la Sociedad Corretora L.J. Carregosa y de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

Adicionalmente, disponemos de la capitalización bursátil que tiene cada uno de estos títulos. Información que necesitaremos para el estudio de la anomalía del tamaño y su implicación en el comportamiento de los inversores individuales e institucionales ante el cambio de año. La cual ha sido obtenida de los Relatorios “Acciones Cotizadas” que elabora anualmente la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

3.3.2. Dividendos y derechos de suscripción. Cálculo de las rentabilidades

El valor correspondiente a los dividendos y derechos de suscripción otorgados por cada título son necesarios para la obtención de las rentabilidades bursátiles. Dicha información ha sido obtenida de los Relatorios “Acciones Cotizadas” que cada año elabora la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

El periodo base elegido para el cálculo de las rentabilidades es el mes, como es habitual en estudios de largo plazo. Como señalan Gómez-Bezares, Madariaga y Santibañez (1994), “al no verse excesivamente afectado por movimientos especulativos de corto plazo, a la vez que puede ser considerado como periodo normal de operaciones” y, posteriormente en Gómez-Bezares *et al.* (1999), “en este campo pensamos que queda bastante por investigar, y que hasta el momento la elección se ha hecho, normalmente, por conveniencia del analista”.

6 Este dato es una muestra del importante desarrollo experimentado por este mercado de valores en los últimos años, el aumento de títulos que en él cotizan, fruto principalmente de la privatización de empresas públicas como Electricidade de Portugal (EDP) o la admisión a cotización de compañías extranjeras como banco Santander Central Hispano (SCH).

El método de cálculo de las rentabilidades escogido es el empleado por la mayoría de los autores para este tipo de análisis y responde a la siguiente fórmula:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + D_{it}}{P_{it-1}} \cdot 100$$

donde,

R_{it} representa la rentabilidad del título i en el mes t

P_{it} representa el precio de mercado del activo i al final del mes t

D_{it} representa los dividendos cobrados y los derechos de suscripción vendidos durante el mes t

Es importante matizar una serie de aspectos en relación a la fórmula de la rentabilidad de cada título. En primer lugar, podemos observar cómo a la fórmula original, expuesta en el primer capítulo, la hemos multiplicado por cien para que refleje las rentabilidades mensuales obtenidas en tanto por cien, de forma que todas las rentabilidades calculadas a lo largo de todo el estudio estarán expresadas en tanto por cien.

Por otro lado, como en el resto de trabajos empíricos, hemos escogido el valor correspondiente al último día de cada mes como representativo de cada periodo.

Los dividendos incluidos en la fórmula de rentabilidad corresponden a los dividendos líquidos cobrados por el titular, es decir, una vez practicada la retención del 25%. Esto se ha hecho con el objetivo de que las imposiciones sobre dividendos no afecten al resultado final de nuestro análisis y poder separar su efecto del provocado por las ganancias de capital en concepto de plusvalía.

En cuanto a los derechos de suscripción, se ha utilizado el valor de mercado correspondiente al primer día de cotización.

Por último, es importante recordar que la teoría de cartera se sustenta en la hipótesis de que los inversores toman sus decisiones financieras en función del binomio rentabilidad-riesgo, lo que se consigue si las distribuciones de rentabilidad quedan perfectamente definidas por los parámetros media-varianza. Es por ello de gran importancia contrastar si se cumple la hipótesis de Normalidad para las distribuciones de rentabilidad previamente calculadas.

3.3.3. Índices de mercado

En cuanto a los índices de mercado seleccionados para la realización del análisis empírico, éstos son el índice BVL Geral, el índice BVL 30 y el índice PSI-20.

Como datos relevantes de estos tres índices de mercado debemos destacar los siguientes.

El índice BVL Geral⁷ comenzó a ser elaborado y divulgado por la Bolsa de Valores de Lisboa en enero de 1988. Y está compuesto por todas las acciones admitidas en el Mercado de Cotizaciones Oficiales. La cotización de cada acción está ponderada por la proporción que representa la capitalización bursátil de todas las acciones que cotizan.

El índice BVL 30⁸ fue creado, con base 1000, por la Bolsa de Valores de Lisboa en enero de 1993. Como su propio nombre indica, está compuesto por treinta acciones admitidas en el Mercado de Cotizaciones Oficiales, emitidas por treinta sociedades diferentes, consideradas como las más representativas en términos de liquidez y de capitalización bursátil. La composición de la cartera se revisa al final de cada trimestre. También hay que señalar que la cotización de cada acción está ponderada por la proporción que representa la capitalización bursátil del título con respecto del total de la capitalización bursátil de todas las acciones que forman parte del índice. Podemos ver su composición actual en la Tabla 2, en la que podemos observar también el peso específico que cada título tiene dentro del índice y, por tanto, el *ranking* que ocupan, así como el sector al que pertenece cada uno de los respectivos títulos.

El índice PSI-20 fue creado también, con base 1000, por el Mercado de Derivados de Porto en enero de 1993. Está compuesto por los veinte títulos más representativos del mercado de acciones portugués en términos de liquidez y de capitalización bursátil. Sirve además de índice de referencia para el Mercado de Derivados. Su composición actual la podemos ver en la Tabla 3. Del mismo modo que para el índice PSI-30, presentamos los títulos que componen la cartera ordenados en función del peso específico de cada título dentro de esta cartera, así como el sector económico al que pertenece cada uno de ellos.

Por último, elaboramos un índice de mercado no ponderado ni por la liquidez ni por la capitalización bursátil de los títulos. Dicho índice es de gran utilidad, tanto para comparar su resultado con el obtenido inicialmente por los índices de mercado ponderados, como para la aplicación del modelo CAPM. En cuanto a la elección de la cartera de mercado, seguimos a Fama (1976) que se inclina por una cartera formada por los títulos igualmente ponderados, señalado posteriormente también por Gómez-Bezares *et al.* (1994 y 1999).

7 Actualmente recibe la denominación de índice PSI Geral, tras la fusión, en Enero de 2000, de la Bolsa de Valores de Lisboa y el Mercado de Derivados de Porto.

8 Actualmente, denominado índice PSI-30, por el mismo motivo.

TABLA 2
COMPOSICIÓN DEL ÍNDICE PSI-30 A 29/12/2000

Ranking	Designación	Sector	% en el índice
1	Portugal Telecom	Telecomunic.	18,1
2	PT Multimedia SGPS*	Servicios	10,8
3	Banco Comercial Portugues	Financiero	8,1
4	EDP – Electricidade de Portugal	Electricidad	8,1
5	Sonae – SGPS	Servicios	7,2
6	Telecel Comunicações Pessoais	Telecomunic.	6,8
7	Banco Espírito Santo	Financiero	4,3
8	Seguros Mundial Confiança	Seguros	4,1
9	Banco Português do Atlântico	Financiero	4,0
10	Banco Pinto Sotto Mayor	Financiero	3,9
11	Modelo Continente – SGPS	Servicios	3,5
12	Banco Português Investimento	Financiero	3,0
13	Brisa	Construcción	2,8
14	CIMPOR	Servicios	2,8
15	Jerónimo Martins – SGPS	Servicios	2,7
16	Soporcel–Soc. Portuguesa de Celulosa	Industrial	1,4
17	Banco Mello	Financiero	1,3
18	Compañía de Seguros Tranquilidade	Seguros	0,9
19	Teixeira Duarte – Construções	Construcción	0,9
20	Unicer – União Cervejeira	Industrial	0,8
21	Sonae Inmobiliária – SGPS	Servicios	0,7
22	SEMAPA- Soc. Inv. Gestão – SGPS	Servicios	0,6
23	SIVA – SGPS	Servicios	0,6
24	Compañía de Seguros Império	Seguros	0,6
25	Pararede – SGPS	Servicios	0,5
26	Sonae Indústria – SGPS	Servicios	0,4
27	Portucel Industrial	Industrial	0,4
28	Inapa – Inv. Participações e Gestão	Servicios	0,3
29	Corticeira Amorim – SGPS	Servicios	0,2
30	Somague – SGPS	Servicios	0,1

Nota: (*) SOCIEDADE GESTORA DE PARTICIPAÇÕES SOCIAIS

TABLA 3
COMPOSICIÓN DEL ÍNDICE PSI-20 A 29/12/2000

Ranking	Designación	Sector	% en el índice
1	Banco Comercial Português	Financiero	20,49
2	Banco Espírito Santo	Financiero	6,28
3	Banco Português Investimento	Financiero	3,78
4	Brisa	Construcción	4,25
5	CIMPOR	Servicios	5,64
6	EDP – Electricidade de Portugal	Electricidad	11,67
7	IMPRESA - SGPS	Servicios	0,81
8	Jerónimo Martins – SGPS	Servicios	1,85
9	Modelo Continente – SGPS	Servicios	3,55
10	Pararede – SGPS	Servicios	0,26
11	Portugal Telecom	Telecomunic.	19,96
12	PT Multimedia. Com	Telecomunic.	3,06
13	Portucel Industrial	Industria	0,49
14	PT Multimedia SGPS	Servicios	3,51
15	SAG GEST – SGPS	Servicios	0,56
16	Sonae.com	Telecomunic.	2,47
17	Sonae Inmobiliaria	Construcción	0,83
18	Sonae – SGPS	Servicios	4,13
19	Soporcel–Soc. Port. de Celulosa	Industrial	2,05
20	Telecel Comunicações Pessoais	Telecomunic.	4,37

En lo que respecta al cálculo de la rentabilidad de la “cartera de mercado no ponderada” a construir, su fórmula de cálculo es muy sencilla. La rentabilidad correspondiente al mes t será obtenida de la media simple de las rentabilidades de los g títulos considerados en ese mes:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^g R_{it}}{g}$$

El periodo básico de cálculo de esta cartera es mensual, siguiendo las mismas razones que nos conducían a calcular las rentabilidades mensuales correspondientes a cada título.

3.3.4. Tipo de interés sin riesgo

Para la aplicación práctica de los modelos que proponemos a continuación, es necesaria la información relativa a alguna inversión segura, que pueda considerarse como alternativa a la renta variable, y con relación a la cual se mida el premio por riesgo correspondiente a la renta variable.

El tipo finalmente elegido es el de las tasas de rentabilidad ofrecidas por los certificados de ahorro, ya que pudimos conseguir de manera homogénea una serie histórica que cubriera el periodo analizado. Esta información fue proporcionada por el Instituto de Gestión del Crédito Público de Portugal (IGCP).

3.3.5. Fondos de inversión

Hemos seleccionado como variable representativa del comportamiento de los inversores institucionales la actuación de los gestores de fondos de inversión en torno al cambio de año en base a las rentabilidades obtenidas y la composición de sus carteras.

La razón por la cual hemos elegido únicamente este grupo de inversores institucionales es debido a que constituyen prácticamente la totalidad de la negociación institucional en el mercado portugués y porque son el grupo de profesionales más proclives a efectuar maquillaje de cartera y a llevar una política de gestión más agresiva.

Para el análisis empírico que deseamos realizar, es necesario tener información de diversos fondos de inversión, todos ellos con estrategia de inversión y tamaño similares, con el objetivo de formar una muestra de fondos de inversión homogénea, de manera que no influyan en los resultados aspectos que no se hayan tenido en cuenta.

Consideramos que los fondos de inversión de renta variable nacional con un tamaño intermedio y con objetivo de crecimiento agresivo son los más propicios a realizar maquillaje de carteras. Los fondos de renta variable de carácter europeo e internacional no son interesantes para este estudio debido a que son fondos de mayor tamaño y negocian con los *blue chips* de los mercados europeos e internacionales y consideramos que no van a desarrollar una estrategia de este tipo que tenga una incidencia fundamental en el comportamiento del mercado de valores portugués en torno al cambio de año. Por otro lado, los fondos de renta variable mixtos no nos interesan en un principio porque lo deseable es que haya un alto porcentaje de renta variable en el estudio de cada cartera.

Los fondos de inversión seleccionados son los denominados *fundos de ações nacionais*. Son aquellos fondos que tienen por objetivo invertir un porcentaje medio de 2/3 partes de la cartera en acciones cotizadas en la bolsa nacional. Estos fondos tienen mayor potencial de crecimiento y rentabilidad, estando no obstante sujetos a un mayor riesgo, porque son muy sensibles a la volatilidad del mercado en el que invierten. En este sentido, deben ser considerados como inversión a largo plazo.

Lo ideal sería, como señala Amutio (1995), que se pudiese disponer de la composición de las carteras de los fondos de inversión hechas públicas en el informe anual para poder comparar su composición con la composición de esa misma cartera unas semanas o días antes y después del informe público y “maquillado”. Sin embargo, la mayoría de los fondos sólo hacen pública la composición de sus carteras en sus informes anuales de 31 de diciembre. Sólo en ocasiones lo hacen público semestralmente o trimestralmente. En otras ocasiones informan únicamente de los cinco o diez valores más importantes que componen sus carteras, siendo esta información lógicamente insuficiente para el análisis que nos proponemos realizar. Esta es la razón fundamental por la que esta parte de nuestra investigación empírica está menos desarrollada desde el punto de vista internacional.

Los fondos de inversión seleccionados para realizar el análisis empírico son los que mostramos en la Tabla 4.

TABLA 4
FONDOS EN ACCIONES NACIONALES

Designación del fondo	Inicio de Actividad
AF INVESTIMENTOS ACÇÕES PORTUGAL	04/1998
ATLÂNTICO ACÇÕES	02/1989
BANIFUNDO ACÇÕES PORTUGAL	01/1998
BARCLAYS PREMIER ACÇÕES PORTUGAL	07/1994
BCP ACÇÕES	07/1995
BNC ACÇÕES	10/1999
BNU ACÇÕES	06/1991
BPI PORTUGAL	01/1994
CAIXAGEST ACÇÕES PORTUGAL	06/1996
CAXAGEST GESTÃO LUSOACÇÕES	04/1998
CAIXAGEST VALORIZAÇÃO	04/1991
CAPITAL PORTUGAL	09/1989
DB INVESTIMENTO	10/1995
ESPÍRITO SANTO PORTUGAL ACÇÕES	09/1997
EUROPA – PORTUGAL ACÇÕES	06/1995
FINICAPITAL	04/1997
FIPOR POUPANÇA INVESTIMENTO	02/1987
MELLO – ACÇÕES PORTUGAL	01/1999
MG ACÇÕES	02/1994

Designación del fondo	Inicio de Actividad
NOVO FUNDO CAPITAL	12/1990
POSTAL ACÇÕES	06/1987
RAÍZ VALORIZAÇÃO	05/1997
SANTANDER ACÇÕES PORTUGAL	07/1993
UNIACÇÕES PORTUGAL	06/1987

Los datos relativos a la composición mensual de las carteras han sido obtenidos de los Boletines de Cotizaciones de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto. En cambio, el Relatorio Anual de los Fondos de Inversión es publicado antes de febrero de cada año en la base de datos de fondos de inversión de la Comisión del Mercado de Valores Mobiliario (CMVM).

4. EFECTO ENERO

4.1. INTRODUCCIÓN

El efecto enero consiste en un fenómeno sistemático observado en un determinado grupo de acciones de los mercados de valores y que tiene lugar en torno al cambio del año. Dicho fenómeno se refiere a la existencia de un patrón estacional en la cotización de determinados títulos y que consiste en que en los últimos días de diciembre dicha cotización tiende a bajar, subiendo inexplicablemente durante los primeros días o semanas del mes de enero siguiente. Este hecho permite comprobar, si se realiza el análisis con carácter mensual, que la rentabilidad generada en el mes de enero por dichos títulos es anormalmente más alta que la observada en el resto de meses del año. Es por ello que esta anomalía recibe las denominaciones de “efecto cambio de año” o “efecto enero”.

De esta forma, un inversor en posesión de dicha información y que hubiera seguido la estrategia de comprar a finales de diciembre y vender a finales del mes de enero siguiente habría obtenido una rentabilidad mayor que si hubiera mantenido su inversión ininterrumpidamente, ya que la mayor parte de los rendimientos anuales derivados de invertir en acciones se concentran en el mes de enero.

La existencia de este comportamiento estacional en los mercados de valores tiene implicaciones muy importantes para la teoría financiera, tanto para la eficiencia del mercado de capitales, como para los modelos de rentabilidades esperadas.

De este modo, la observación de una conducta estacional en la rentabilidad de un determinado grupo de activos, puede ser considerado como un indicador de la existencia de ineficiencia en el mercado. Porque, tal y como lo establece la teoría

sobre la eficiencia, en un mercado eficiente podrían realizarse estrategias de arbitraje que permitiesen eliminar cualquier exceso de rentabilidad estacional de un grupo de acciones sobre otro grupo comparable de igual riesgo.

Estas regularidades pueden venir provocadas por otras, externas a los mercados de valores, pero que pueden influir en el comportamiento de los inversores y por tanto en la evolución de los mercados. En torno al cambio de año se produce un aumento de la información relativa a los activos cotizados. Es la fecha en la que hay que elaborar las cuentas anuales de las compañías, los informes anuales de los fondos de inversión, etc. Es también el final del año fiscal para los inversores.

Hay que matizar que la detección de esta anomalía de mercado, debido a la naturaleza de los análisis empíricos, que utilizan las rentabilidades históricas de distintos activos, nos indica cuál es el comportamiento “por término medio” de un determinado grupo de activos en torno al cambio de año. Esto implica una esperanza de rentabilidad para los inversores distinta en ese determinado periodo. Lo cual, no es incompatible con un comportamiento negativo de las rentabilidades durante el mes de enero de un determinado año.

También hay que tener en cuenta que este comportamiento anómalo detectado en torno al cambio de año, y que puede venir provocado por regularidades informativas o impositivas¹ y que es significativo estadísticamente, puede no serlo desde el punto de vista económico. Es por ello que, el objetivo del análisis empírico debe ser estudiar si esa regularidad, estadísticamente significativa, también lo es económicamente. Y eso se hará comprobando si se pueden implantar reglas de negociación posibles que permitan obtener una rentabilidad ajustada al riesgo anormalmente alta.

4.2. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

El efecto enero ha sido la anomalía más ampliamente estudiada, lo que se debe tanto a que fue una de las primeras anomalías de mercado en ser descubierta, como debido a que es una de las que más intensamente se manifiesta. A continuación presentamos la evidencia empírica más relevante sobre el estudio del efecto enero a nivel internacional, mostrando aquellos estudios que han sido decisivos a la hora de impulsar y tratar de explicar este comportamiento del mercado.

De forma similar a lo ocurrido con otras anomalías, el efecto enero ya había sido observado por Wachtel en 1942. Incluso ya apuntaba como posible causa las ventas de acciones a final de año por motivos fiscales. Aunque también destacaba

¹ Motivadas por el pago de impuestos por parte de los inversores individuales o la elaboración de los informes anuales de los fondos de inversión gestionados por inversores institucionales.

otras posibles explicaciones de menor peso, como era la inusual demanda de liquidez con motivo de la Navidad. Pero fue el trabajo de Rozeff y Kinney (1976) el que tuvo un mayor impacto en la comunidad académica al realizarse en un momento en el que la hipótesis de los mercados eficientes estaba totalmente asumida. Rozeff y Kinney estudiaron la serie mensual de rentabilidades de la Bolsa de Nueva York para el periodo 1904-1974, con la excepción del periodo 1929-1940, y encontraron que las rentabilidades del mes de enero eran superiores a la de los demás meses del año.

El interés por la inestabilidad de los precios en torno al cambio del año aumentaba a medida que aparecían otros estudios que argumentaban la existencia de un comportamiento que desafiaba de igual modo la eficiencia en los mercados de valores, concretamente el comportamiento experimentado por las acciones en relación al ratio PER, analizado por Basu (1977), y el comportamiento del precio de las acciones de reducido tamaño, analizado por Banz (1981) y Reinganum (1981).

Los hallazgos de anomalías prosiguieron durante esos años. Y en 1983, la revista *Journal of Financial Economics* dedicó una edición exclusivamente a este fenómeno. En ella se encontraban destacados artículos, como los de Keim (1983), Reinganum (1983) y Guktekin y Gultekin (1983), entre otros.

A Keim (1983) se le atribuye el descubrimiento de la relación que existe entre los efectos tamaño y enero. El estudio de Keim abarcaba el periodo 1963-1979 usando cotizaciones de sociedades con distintos tamaños procedentes de la Bolsa de Nueva York y de la AMEX. Keim observó que las rentabilidades obtenidas por las sociedades de menor capitalización eran anormalmente más altas que para el resto de sociedades, como documenta el efecto tamaño, pero además observó que dicho efecto estaba concentrado en el mes de enero, más concretamente en los primeros días de dicho mes, por eso al efecto enero también se le conoce como efecto cambio del año. Sin embargo, hay que señalar que las explicaciones a esta relación entre ambos efectos no son suficientemente satisfactorias. Entre otras explicaciones del efecto enero, Keim aporta la hipótesis de pérdidas fiscales, la hipótesis de información y otras relacionadas con errores en las bases de datos, la presencia de *outliers* en las series temporales, etc.

Reinganum (1983) investigó la hipótesis de pérdidas fiscales como posible explicación del efecto enero. Sus resultados muestran claramente que las acciones de empresas de reducido tamaño bursátil, y con mayor propensión a la contratación por motivos impositivos, son las que están más implicadas en el efecto. Sin embargo, el estudio de Reinganum, al igual que otros muchos trabajos posteriores, concluye señalando que la hipótesis impositiva tiene capacidad para explicar el comportamiento inusual de los activos a final de año y la rentabilidad

anormalmente alta conseguida a principios de año, pero deja algunas cuestiones sin respuesta, como es por ejemplo por qué los títulos exhiben este efecto más allá de los primeros días del mes de enero, por qué está relacionado el efecto enero con el nivel de capitalización bursátil de los títulos, etc. En definitiva, el estudio de Reinganum considera la hipótesis impositiva como una explicación únicamente parcial del fenómeno enero o cambio de año.

Otro de los artículos más destacados es el de Gultekin y Gultekin (1983), que realizan una investigación internacional del fenómeno. Concretamente, investigan el comportamiento seguido por las rentabilidades mensuales, excluyendo las ganancias por dividendos, de los índices de mercado de 16 países (Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Francia, Gran Bretaña, Italia, Japón, Holanda, Noruega, Singapur, Suecia y Suiza). Este trabajo generó un interés aún mayor por el estudio del efecto enero dentro de la comunidad académica norteamericana, ya que Gultekin y Gultekin comprueban que existe un efecto enero en una gran cantidad de mercados de valores, e incluso con diferencias entre enero y el resto de meses aun mayores que las detectadas en Estados Unidos. En concreto, en el 65% de los países analizados, enero genera más de la mitad de las ganancias correspondientes a todo el año.

Otro de los primeros trabajos realizados sobre el efecto enero que debemos destacar es el de Roll (1983), quien apunta que los costes de transacción y la baja liquidez impiden probablemente la eliminación de la estacionalidad de los rendimientos. Roll analiza el efecto cambio de año en las acciones de baja capitalización bursátil e intenta encontrar una causa al efecto de manera que no pueda ser explotable, porque, de lo contrario, se eliminaría como cualquier otra ineficiencia del mercado y no aparecería año tras año. Reinganum parte de la hipótesis de que los títulos de baja capitalización son normalmente títulos de bajo precio y por tanto con mayores costes de transacción, y por tanto menos negociables. Es por ello que considera que probablemente los costes de transacción y la escasa liquidez previene a los arbitrajistas de eliminar esta estacionalidad en la rentabilidad de los títulos.

Givoly y Ovadia (1983) muestran en su estudio que las empresas pequeñas aumentan su rentabilidad en enero, pero son concretamente las empresas pequeñas con una mala trayectoria en el año anterior, a las que comúnmente se les denomina “perdedoras”, las que experimentan un incremento anormalmente fuerte durante los primeros días del año. Incluso muestran que grandes empresas con pérdidas extremas el año anterior experimentan un rendimiento notablemente alto en el mes de enero.

Tinic y West (1984) analizaron, dentro del marco del CAPM, las primas de riesgo mensuales entre 1935 y 1982 de todas las acciones cotizadas en la Bolsa de

Nueva York. Y descubrieron que enero es el único mes del año en el que existe una relación positiva y significativa entre el riego y el rendimiento. Estas conclusiones suponen que los inversores se ven compensados del riesgo soportado sólo en el mes de enero.

Keim y Stambaugh (1986) encontraron resultados similares a los detectados por Tinic y West en el mercado de renta fija norteamericano. Estudiaron el comportamiento estacional de las primas de riesgo sobre obligaciones para el periodo 1926-1978. Calculadas como diferencias entre la rentabilidad mensual de las obligaciones y la rentabilidad mensual de los *Treasury Bills*, las letras del Tesoro americanas, activos libres de riesgo. Y clasificaron las obligaciones y bonos como activos de alta, media y baja calidad, según la agencia de calificación Moody's. Sus resultados indicaban que las rentabilidades de los bonos de baja calidad producían mayores resultados en el mes de enero que en el resto del año.

Ritter y Chopra (1989) descubren que los títulos de baja capitalización con una beta elevada generan en el mes de enero un exceso de rentabilidad mayor que los mismos títulos de baja capitalización pero con una beta reducida, independientemente de que la rentabilidad agregada del mercado sea positiva o negativa. Y consideran que esta realidad es consistente con la hipótesis *portfolio rebalancing*, que podemos traducir por “hipótesis de cambio en la composición de la cartera”, tanto de los inversores individuales como de los inversores institucionales. Según Ritter y Chopra, si hay presión compradora por parte de los inversores individuales al reinvertir sus ingresos por las ventas realizadas por motivos fiscales en diciembre y por parte de los inversores institucionales, que cambian la composición de sus carteras después del maquillaje de final de año, entonces las acciones de reducido tamaño, y entre ellas las más arriesgadas, obtendrán una rentabilidad altamente positiva, independientemente de la dirección del conjunto del mercado en el mes de enero.

A pesar de que los años ochenta fueron especialmente fructíferos para los estudios sobre el efecto enero, su estudio en el mercado norteamericano ha proseguido hasta la actualidad. Ello es debido a que todavía hoy en día no se ha llegado a dar una explicación contundente a la inestabilidad de los precios en torno al cambio del año.

Haugen y Jorion (1996) retoman el estudio del efecto enero desde una perspectiva actual. Consideran que el efecto enero es incluso más potente diecisiete años después de su descubrimiento. Argumentan que la magnitud del efecto no ha cambiado significativamente y no hay ninguna tendencia actual que anuncie su eventual desaparición. Por último, consideran que esta anomalía puede ser explotada no muy difícilmente, lo cual unido a su persistencia tiene importantes implicaciones para la teoría sobre la eficiencia.

También prosiguen los estudios sobre estacionalidad mensual en otros mercados financieros. Hay que destacar los recientes trabajos de Musto (1997) y Maxwell (1998) para el mercado de renta fija norteamericano. Ambos destacan el hecho de que la hipótesis impositiva no puede ser una explicación para el comportamiento de estos activos en el cambio de año, y señalan la hipótesis de maquillaje de carteras como principal causa del fenómeno.

Este efecto, aunque se detectó inicialmente en el mercado norteamericano, se puede considerar un fenómeno generalizado, con escasas excepciones, en la medida en que la evidencia empírica ha demostrado que está presente en otros mercados con características institucionales diferentes. Este hecho da muestra de la interconexión entre los distintos mercados de valores. No podemos obviar que los inversores, principalmente institucionales, realizan estrategias de inversión en activos pertenecientes a distintos mercados. Prueba de ello son los numerosos fondos de inversión generados con carácter internacional o, en el caso de nuestro entorno económico, con carácter europeo.

Podemos destacar los estudios de Brown, Keim, Kleidon y Marsh (1983) para la Bolsa australiana; Berges, McConnell y Schlarbaum (1984) para el mercado de valores canadiense; Kato y Schalheim (1985) para la Bolsa de Tokio; Reinganum y Shapiro (1987) para la Bolsa de Londres.

Entre los estudios que abarcan el efecto enero desde una perspectiva internacional, aparte del de Gultekin y Gultekin (1983) que ya hemos comentado, hay que destacar a Martínez-Abascal (1993). Quien estudia el comportamiento en torno al cambio del año en un conjunto de mercados europeos y en Estados Unidos. Sus resultados muestran un significativo efecto enero en los mercados de valores de España, Italia y Reino Unido. Mientras que para el caso de Estados Unidos, Francia y Alemania, la rentabilidad del mes de enero es mayor que la del resto de meses, pero no es significativa. Excepto para el caso de Alemania, en el que la rentabilidad de enero es negativa y no significativa.

Hoy en día se sigue investigando la existencia o no de efecto enero en mercados de valores de menor tamaño y profundidad que los anteriormente apuntados. Este es el caso de los estudios realizados en las bolsas asiáticas, entre los cuales podemos destacar el trabajo de Mookerjee y Yu (1999).

Para el mercado de valores español debemos destacar los trabajos de Santesmases (1986), Rubio (1986a),² Bachiller (1992b), Peña (1992), Peiró (1993), Basarrate y Rubio (1994a y b) y Marhuenda (1997 y 1998).

² Que realiza el estudio desde la perspectiva del CAPM.

La evidencia empírica sobre el efecto enero, desde su hallazgo en el mercado norteamericano, ha evolucionado en distintas direcciones. Por un lado, se ha seguido su estudio en distintos mercados de valores y distintos mercados financieros dentro de un mismo país. Por otro lado, se ha analizado desde distintos puntos de vista: desde el punto de vista de la prima por riesgo o del CAPM; de los inversores, tanto individuales como institucionales; de la capitalización bursátil de las acciones; de la liquidez de las acciones; del comportamiento de las acciones en el año precedente, diferenciando entre acciones ganadoras y perdedoras. Por último, la investigación ha seguido también la senda del estudio pormenorizado de las posibles explicaciones del efecto. Sin embargo, aún en el día de hoy se puede afirmar que ninguna de estas explicaciones haya aclarado de forma adecuada la naturaleza y envergadura de este fenómeno.

4.3. METODOLOGÍA EMPLEADA

Analizamos la existencia de movimientos estacionales en las rentabilidades de los títulos siguiendo el enfoque clásico que consiste en la elaboración de un modelo de rentabilidad y establecer contrastes de hipótesis a partir de los parámetros obtenidos.

Una de las estrategias de contraste más utilizada está basada en el cálculo de la ecuación siguiente,

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{pt}$$

donde,

R_{pt} representa la rentabilidad del índice o cartera p en el mes t

α_i representa la rentabilidad media en el mes i

D_{it} variable *dummy* que toma el valor 1 en el mes i y cero en caso contrario

Para el estudio de esta anomalía se ha utilizado con mayor frecuencia en los distintos trabajos empíricos internacionales las rentabilidades de periodicidad mensual.

La cartera p puede ser un índice de mercado ponderado o no ponderado, como los señalados en la parte correspondiente a la base de datos del capítulo anterior. En nuestro análisis empírico realizaremos el estudio para todos los índices de mercado de los que disponemos, los índices BVL Geral, BVL 30, PSI-20 y el índice no ponderado elaborado para este estudio.

A continuación se describen los contrastes de hipótesis a realizar sobre los coeficientes de los modelos estimados. Este es uno de los aspectos más importantes del estudio empírico ya que analiza la presencia o ausencia de efecto enero o estacionalidad mensual.

La hipótesis de ausencia de estacionalidad mensual en las rentabilidades bursátiles se realiza mediante el contraste conjunto de igualdad entre las rentabilidades de los distintos meses del año. Formalmente,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{12}$$

El estadístico a utilizar para este contraste es el test de Wald, que sigue una distribución χ^2 de Pearson con once grados de libertad, equivalente al número de restricciones introducidas en la hipótesis nula.

De este modo analizamos si las rentabilidades son independientes del mes en que se producen, lo que nos indicaría la existencia de estacionalidad mensual.

Por otro lado, la hipótesis de ausencia de efecto enero se contrasta imponiendo que la rentabilidad correspondiente a enero sea igual a la media de las rentabilidades de los restantes meses del año. Formalmente,

$$H_0 : \alpha_1 = \frac{\alpha_2 + \alpha_3 + \dots + \alpha_{12}}{11}$$

El estadístico a utilizar para el contraste de dicha hipótesis es de nuevo el test de Wald que, en este caso se distribuye como una χ^2 de Pearson con un grado de libertad, al tratarse de una única restricción.

Al rechazar esta hipótesis estaríamos verificando la existencia de efecto enero, es decir, que las rentabilidades de los meses de enero son significativamente distintas a las rentabilidades de los restantes meses del año.

Por último, sería interesante incluir un contraste de igualdad entre los coeficientes correspondientes exclusivamente a los meses de diciembre y enero, bajo la siguiente hipótesis nula,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_{12}$$

De esta forma analizamos si existe un cambio significativo entre las rentabilidades de los meses relacionados con el cambio de año. El estadístico a utilizar será igualmente el test de Wald que, en este caso se distribuye como una χ^2 de Pearson con un grado de libertad, al tratarse de una única restricción.

Obsérvese que los contrastes sobre estacionalidad mensual, efecto enero y efecto cambio de año analizan información distinta, siendo la primera una hipótesis más general pero que no implica las otras dos.

4.4. RESULTADOS OBTENIDOS

En primer lugar presentamos las rentabilidades medias puras obtenidas mes a mes en el periodo de tiempo objeto de análisis. El valor que aparece entre paréntesis es el del estadístico *t* de Student, apareciendo también indicada la significatividad individual de los parámetros estimados con un nivel de confianza del 95 o del 90%. Toda esta información aparece en la Tabla 1.

Los resultados han sido obtenidos realizando la regresión, para la serie de rentabilidades de cada índice de mercado, por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Hay que señalar también que los resultados ya están ajustados por problemas de heterocedasticidad y autocorrelación en los residuos.

Para los distintos índices examinados, se observa que la rentabilidad es significativamente más alta para el mes de enero que para el resto de los meses del año y que para la rentabilidad media mensual, a la que denominamos “global”. Sin embargo, la rentabilidad para el mes de diciembre no parece experimentar el descenso esperado, anunciado por anteriores estudios para otros mercados.

El análisis de la significatividad individual del coeficiente denominado “global” nos indica que la rentabilidad mensual media de cualquiera de las carteras de mercado no es significativamente distinta de cero. Resultado a favor de la hipótesis de eficiencia en los mercados de valores que mantiene que no se puede obtener una rentabilidad extraordinaria a partir de la información disponible en el mercado.

Los resultados son comunes para todos los índices de mercado, aunque más significativos para el índice PSI-20, que incluye en su composición exclusivamente los títulos más líquidos y de mayor tamaño del mercado.³ Y los resultados más bajos se observan con el índice de mercado no ponderado, pero no sólo porque incluye las rentabilidades de los distintos títulos sin ponderar por su tamaño sino porque hemos tenido en cuenta todos los títulos sin excluirlos por tener un escaso nivel de liquidez, característica muy común entre los títulos de reducido tamaño que forman parte de este mercado.

3 Información que será de gran utilidad posteriormente para interpretar alguno de los resultados obtenidos para otras anomalías de mercado.

TABLA 1
 RENTABILIDADES MEDIAS PURAS DE LOS ÍNDICES DE MERCADO

	PSI-2030	BVL 30	BVL GERAL	Índice no ponderado
Enero	9,3090 (3,72)**	9,0977 (3,72)**	8,4539 (3,60)**	7,028 (3,33)**
Febrero	6,0855 (2,43)	5,7770 (2,36)**	5,6839 (2,42)**	4,1193 (1,95)*
Marzo	-0,1952 (-0,07)	0,4039 (0,16)	0,6301 (0,26)	2,8861 (1,37)
Abril	-1,8237 (-0,73)	0,2987 (0,12)	0,3154 (0,13)	2,0965 (0,99)
Mayo	0,7168 (0,28)	1,4138 (0,57)	1,4478 (0,61)	2,7468 (1,30)
Junio	-0,4366 (-0,17)	-0,1009 (-0,04)	0,2187 (0,09)	0,1016 (0,04)
Julio	3,4250 (1,37)	3,4834 (1,42)	3,1601 (1,34)	3,1654 (1,50)
Agosto	-0,1315 (-0,05)	-0,0061 (-0,02)	0,1574 (0,06)	2,4476 (1,16)
Septiembre	-2,1823 (-0,87)	-1,8537 (-0,75)	-1,7906 (-0,76)	-1,2106 (-0,57)
Octubre	2,6913 (1,07)	3,0180 (1,23)	2,5847 (1,10)	1,7873 (0,84)
Noviembre	2,1011 (0,84)	2,0494 (0,83)	1,8552 (0,79)	0,5979 (0,28)
Diciembre	1,6984 (0,62)	1,7220 (0,65)	1,5706 (0,61)	1,0327 (0,45)
Global	1,8685 (0,71)	2,2035 (0,85)	2,1371 (0,86)	2,3002 (1,05)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

Por tanto, en base a los resultados obtenidos, podemos deducir que los inversores tendrían incentivos para mantener una posición corta a lo largo del mes de diciembre, invirtiendo posteriormente una cantidad idéntica a principios del mes de enero y durante ese mes exclusivamente con una cartera con la misma composición que para cualquiera de estos índices.

TABLA 2
CONTRASTES DE HIPÓTESIS

	PSI-2030	BVL 30	BVL GERAL	Índice no ponderado
Estacionalidad mensual	19,4133**	18,5423**	18,0670**	17,9872**
Efecto enero	9,9188*	8,9360*	8,1735*	5,6543*
Enero vs diciembre	4,2835*	4,2157*	3,9678*	3,7446*

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

De forma adicional, en la Tabla 2 presentamos los valores obtenidos al realizar los distintos contrastes paramétricos bajo el test estadístico de Wald y comprobar, de este modo, la existencia de estacionalidad mensual, efecto enero y efecto cambio de año. Apareciendo también indicada la significatividad de dichos contrastes a un nivel de confianza del 95 o del 90%.

En cuanto al análisis de estacionalidad mensual, que mide la igualdad entre las rentabilidades de todos los meses del año, es rechazable, aunque a un nivel del 10%, para todos los índices estudiados sean analizadas las rentabilidades puras o los excesos de rentabilidad.

En segundo lugar, no podemos rechazar la existencia de efecto enero, con un nivel de significatividad del 5%. No podemos por tanto afirmar que la rentabilidad del mes de enero se corresponde con la media de los demás meses del año sino que es superior, como nos muestran los resultados.

Por último, y en relación al cambio del años, existe una variación significativa en la rentabilidad para todos los índices estudiados ya que no podemos aceptar la igualdad entre las rentabilidades de los meses de diciembre y enero.

4.5. EXPLICACIONES APORTADAS

4.5.1. La Hipótesis de Pérdidas Fiscales

Desde el descubrimiento del efecto enero, se aportó la hipótesis de pérdidas fiscales, o hipótesis impositiva, como posible explicación del fenómeno. Los primeros en argumentar esta hipótesis explicativa fueron Wachtel (1942), Rozeff y Kinney (1976), Keim (1983), Roll (1983), etc.

La hipótesis de pérdidas fiscales sostiene que el fenómeno denominado efecto enero o cambio de año 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. Por tanto, esta hipótesis predice que la rentabilidad de enero es excepcionalmente alta en relación a otros meses del año, y particularmente respecto al mes de diciembre.

El argumento que sostiene esta hipótesis se basa en el hecho de que una gran cantidad de países, entre los que se encuentra Portugal, tiene un sistema impositivo que gravan las ganancias y pérdidas de capital en el año en el que se hacen efectivas. Este tipo de tributación se caracteriza por:

- Reconocer las ganancias y pérdidas de capital cuando son realizadas efectivamente.
- Las ganancias de capital tributan en función de la duración de la inversión.
- Las pérdidas de capital son deducibles.

Estos factores motivan a los inversores a actuar de una determinada manera con el objetivo de obtener un “beneficio fiscal”. Entre otras características, permite al inversor decidir el año de tributación de sus rendimientos de capital. Ante esta situación, los inversores racionales encuentran el incentivo de realizar minusvalías de capital a corto plazo y posponer la realización de ganancias de capital o plusvalías hasta el largo plazo.

El sistema impositivo puede proporcionar suficiente incentivo a los inversores para realizar minusvalías al final del año aun teniendo la intención de volver a comprar dicha acción o un sustituto perfecto en un momento inmediatamente posterior a la finalización del año fiscal. Por el contrario, los inversores que tienen ganancias de capital no realizadas pueden encontrarse con suficientes incentivos

para continuar aplazando dicha realización. Naturalmente, éste será el caso siempre que el valor de la posición de un determinado activo, manteniendo dicho activo en la cartera, sea mayor que el rendimiento obtenido de su venta una vez pagados los impuestos correspondientes a la ganancia de capital.

Esta regularidad, el pago de impuestos sobre las plusvalías netas de las inversiones en activos mobiliarios, supone una imperfección del mercado, a partir de la cual es posible establecer estrategias de inversión que permiten aprovechar dicha imperfección.

Las estrategias de inversión planteadas por Constantinides (1984), entre otros,⁴ para aprovecharse del efecto impositivo, son las siguientes. En primer lugar, si la legislación fiscal no establece distinción entre el tipo impositivo sobre las ganancias de capital a corto y a largo plazo, según Constantinides, la estrategia óptima de negociación es aquella que opta por realizar pérdidas de capital inmediatamente y diferir la realización de ganancias de capital para periodos posteriores. En segundo lugar, si la legislación fiscal establece un tipo impositivo sobre ganancias de capital superior para aquellas obtenidas a corto plazo, la estrategia de negociación óptima consistirá en realizar pérdidas a corto plazo y ganancias a largo plazo.

Con el objetivo de demostrar este argumento, Constantinides planteó la siguiente situación. Supongamos que un inversor compra una acción, una vez transcurrido un año de la compra dicho inversor se encuentra con dos alternativas. Si el precio ha disminuido, el inversor podrá vender la acción, realizando de este modo una pérdida de capital a corto plazo, y volver a comprarla de nuevo con el fin de mantener la composición de su cartera. Si, por el contrario, el precio ha aumentado, el inversor podrá diferir la realización de dicha ganancia de capital a corto plazo. Y al año siguiente tiene dos alternativas de actuación posibles que consisten en aplazar la realización de la ganancia a largo plazo o vender la acción y volverla a comprar de nuevo, realizando de este modo una ganancia de capital a largo plazo que le permite al mismo tiempo establecer una situación fiscal favorable para que a corto plazo pueda realizar pérdidas de capital que minoren su imposición.

Estas estrategias de inversión describen un comportamiento susceptible de ser llevado a la práctica por los inversores individuales si es que en el mercado se dan las condiciones adecuadas para ello. Sin embargo, las implicaciones o el impacto que este comportamiento pueda tener en el conjunto del mercado o para un determinado grupo de activos es diferente. En principio parece lógico pensar que este comportamiento, de llevarse a la práctica, produzca una variación en el

4 Chan (1986) y Poterba y Weisbenner (2001).

volumen de negociación, en la volatilidad e incluso en la oferta y demanda de determinados activos en torno al cambio del año. Pero es posible que ese acontecimiento tenga como consecuencia también una variabilidad en el nivel medio de rendimiento de los activos del mercado, que es precisamente el hecho que describe el efecto enero.

Para explicar ese impacto, podemos decir que la realización de pérdidas de capital supone la venta de las participaciones en acciones denominadas “perdedoras” porque su comportamiento en el mercado durante el año ha sido negativo, presionando a la baja sus precios. Debe señalarse que, aunque no sea exclusivamente un fenómeno de final de año, parece claro que al final de cada año fiscal las decisiones de inversión sobre títulos ganadores o perdedores estarán influenciadas por motivos impositivos. Además, el inversor espera hasta final de año para ver la evolución bajista o alcista de los títulos que posee y será en ese momento cuando tome la decisión de vender o mantener. Una vez iniciado el nuevo año, desaparece el incentivo de realizar pérdidas fiscales y por tanto, desaparece también la presión vendedora, volviendo las acciones a su precio de equilibrio, lo cual provoca las rentabilidades anormalmente altas del mes de enero.

La legislación fiscal ejerce un efecto desestabilizador sobre la oferta y la demanda de activos. Por un lado, puede estar aumentando la oferta de activos con tendencia a la baja y, por otro, puede estar reduciendo la oferta de activos al alza, incrementándose así la magnitud de las fluctuaciones en ambas direcciones. A este hecho es al que denominan Basarrate y Rubio (1994a) “efecto cerrojo”.

Debe quedar claro también que las explicaciones sobre la motivación de tipo fiscal de los inversores individuales en cuanto a la compra o venta de acciones están siendo realizadas teniendo en cuenta que existen otros motivos de negociación bursátil, pero que los suponemos constantes al realizar estas consideraciones.

Aparte de las estrategias de inversión que se pueden establecer para obtener un beneficio extraordinario en base a los impuestos sobre ganancias de capital. También es posible establecer estrategias de inversión que permiten obtener un beneficio extraordinario a partir del impacto que las primeras provocan en el mercado o en algunos títulos en particular. Pueden obtenerse beneficios extraordinarios si se compran valores de compañías cuyos precios alcanzan mínimos anuales en la última semana de diciembre y se venden en enero. Sin embargo, la hipótesis impositiva resulta difícil de aceptar, dado que una regularidad como la propuesta debería ser objeto de arbitraje hasta su desaparición.

A continuación presentamos evidencia empírica aportada sobre la contrastación de esta hipótesis. Al ser la evidencia empírica realmente extensa conviene clasificar los trabajos disponibles en distintas categorías para una exposición de los mismos.

De este modo, presentamos en primer lugar aquellos trabajos que proporcionan evidencia empírica a favor de este fenómeno, distinguiendo entre:

- Aquellos trabajos que estudian el impacto sobre los precios y rentabilidades bursátiles.
- Aquellos que analizan la influencia del cambio en la legislación fiscal.
- Aquellos que analizan la hipótesis de pérdidas fiscales frente a otras hipótesis como son las de información y maquillaje de carteras.

Por último, y a modo de crítica, presentamos la evidencia empírica existente en contra de esta hipótesis y los trabajos o argumentos que especialmente las rebaten.

Entre los numerosos estudios que analizan el efecto de la hipótesis impositiva sobre el precio de los títulos hay que destacar los primeros trabajos realizados para el mercado norteamericano, correspondientes a Branch (1977), Roll (1983), Reinganum (1983), Givoly y Ovadia (1983), etc., así como otros más recientes, como el trabajo de Auerbach, Burman y Siegel (1998) y realizados también para otros mercados de valores como son los correspondientes a Basarrate y Rubio (1994a) para la Bolsa de Madrid o a Grinblatt y Keloharju (2001) en la Bolsa de Finlandia.

Los primeros resultados empíricos fueron los obtenidos por Branch (1977) para el mercado norteamericano, indicando que el mercado en su conjunto no se ve afectado por la realización por parte de los inversores individuales de estrategias de negociación por razones fiscales, aunque eso no impide que determinadas acciones si se puedan ver afectadas por dicha negociación.

Roll (1983), quien analizó el efecto enero en relación con el efecto tamaño, también contrastó la hipótesis de pérdidas fiscales. Según Roll, si la hipótesis impositiva fuera cierta, debería existir una relación negativa entre la rentabilidad de una acción el último día del año y los cuatro primeros días del año siguiente y la rentabilidad anual, excluyendo los cinco primeros y cinco últimos días de negociación. Esta relación negativa resultó ser más pronunciada cuando se estimó para acciones que en el año previo habían experimentado rentabilidades negativas.

Entre otros trabajos debemos destacar el realizado por Reinganum (1983), que además aporta una metodología de análisis ampliamente seguida por numerosos estudios posteriores y en otros mercados. Este trabajo de Reinganum ya ha sido comentado con anterioridad, lo único a señalar es que encuentra evidencia empírica a favor de esta hipótesis, pero también describe que únicamente alcanza a explicar el comportamiento de las acciones en los primeros días del año. Por lo tanto, se trata para Reinganum de una explicación parcial del fenómeno cambio de año.

Givoly y Ovadia (1983) también contrastan el efecto impositivo, considerando que está presente en firmas de todos los tamaños, pero es más pronunciado en aquellas de menor capitalización. Los resultados que aportan son consistentes con la explicación que argumenta las ventas por razones fiscales. Pero también señalan que ésta no parece ser la única explicación posible del fenómeno, aunque si parece la más importante. Por último, consideran que deben ser examinadas otras explicaciones alternativas, como por ejemplo la conducta de los inversores institucionales alrededor del cambio de año. Ya entonces, Givoly y Ovadia se preguntaban si las masivas ventas de “perdedores” en diciembre, y su seguida readquisición durante el mes de enero, es en parte, debida a estrategias de *window dressing* realizadas por los gestores de fondos de inversión con el objetivo de mostrar a sus inversores carteras más atractivas.

Chan (1986) analiza la hipótesis de pérdidas fiscales como explicación del efecto enero utilizando la metodología aportada por Reinganum (1983) pero distinguiendo entre pérdidas obtenidas durante un largo y durante un corto periodo de tiempo. Sus resultados indican que la distinción entre el largo y corto plazo no es un factor significativo. Como explicación de este resultado aportan que si un inversor interpreta la presión en los precios como un coste generado por el inversor que vende antes del cambio de año, el inversor que deja de realizar pérdidas a corto plazo tampoco encontrará óptimo realizarlas a largo plazo.

En la actualidad se sigue investigando este fenómeno y prueba de ello es el trabajo realizado por Auerbach, Burman y Siegel (1998) con datos de panel, que sigue aportando evidencia empírica a favor de esta hipótesis.

Como evidencia empírica en otros mercados debemos destacar el trabajo realizado para el mercado español de capitales por Basarrate y Rubio (1994a), el cual, presenta evidencia empírica consistente con la hipótesis de contratación por motivos impositivos y su repercusión en los precios de las acciones a través de una seria estacionalidad en el mes de enero. Concretamente, sus resultados indican que las carteras compuestas por títulos, caracterizados por tener una mayor probabilidad de ser negociados por motivos fiscales, dominan el efecto estacional del mes de enero.

El tratamiento de los impuestos sobre las ganancias y pérdidas de capital ha cambiado en distintas ocasiones en Estados Unidos durante los últimos cincuenta años. Dichos cambios se han producido principalmente en el periodo de tiempo considerado para calificar las participaciones en activos financieros como de largo y corto plazo así como la fracción de las pérdidas obtenidas a largo o a corto plazo que pueden ser deducidas de las ganancias de capital obtenidas.

Antes de la reforma fiscal de 1986 en Estados Unidos, las ganancias de capital obtenidas a largo plazo tenían una imposición más baja que las ganancias de

capital obtenidas a corto plazo, presentando de este modo a los inversores la oportunidad de incrementar su rentabilidad después de impuestos demorando la venta de los activos apreciados hasta pasar de ser considerados de largo plazo y vendiendo los activos depreciados antes de pasar a la calificación de largo plazo. Reese (1998), utilizando una muestra de títulos caracterizados por salir al mercado como Oferta Pública de Venta, encuentra que los activos apreciados antes del largo plazo exhiben un incremento en el volumen y rentabilidades depreciadas justo el día después de ser calificadas de largo plazo, mientras que los activos depreciados antes del largo plazo exhiben esos efectos justo el día antes de su calificación a largo plazo.

La evidencia empírica del periodo 1963-1996 sugiere que cuando las normas fiscales fomentan que los inversores sujetos a estas y que obtuvieron pérdidas en la primera parte del año realicen sus pérdidas antes de final de año, la correlación entre las pérdidas en la primera parte del año y las rentabilidades en torno al cambio de año son más débiles que cuando la ley no proporciona un incentivo de pronta realización. Estos resultados sugieren que la negociación por pérdidas fiscales contribuye al comportamiento de las rentabilidades en torno al cambio de año.

Otros estudios más actuales, como por ejemplo el de Sundar, Hill y Lajaunie (2000), analizan de nuevo la conducta de los inversores individuales con incentivos fiscales utilizando los índices Barra y Russell del mercado norteamericano. En esta ocasión analizan la diferencia de tratamiento fiscal entre ganancias de capital e ingresos ordinarios, considerando ésta como la posible causa de la variación *cross-seccional* en los precios de las acciones.

El artículo de Sundar *et al.* (2000) examina el impacto de los cambios en el tratamiento fiscal de las ganancias de capital y de los ingresos ordinarios en la rentabilidad de los *growth stocks* y *value stocks* y de los activos de alta y baja capitalización. Según estos autores, un tratamiento fiscal preferente para las ganancias de capital en comparación con los ingresos ordinarios, provoca un incentivo a que los inversores tomen mayores posiciones en *growth stocks*. Por el contrario, un tratamiento fiscal preferente para los ingresos ordinarios en comparación con las ganancias de capital incentiva a los inversores a tomar mayores posiciones en *value stocks*. Por último, también consideran que los inversores tenderán a evitar los activos de baja capitalización durante los periodos fiscales favorables para los ingresos ordinarios.

Son también numerosos los estudios que, al menos de forma indirecta, aportan evidencia en contra de la hipótesis de pérdidas fiscales. Por un lado hay que destacar aquellos estudios que muestran la existencia de un efecto enero en mercados en los que la legislación fiscal difiere de la señalada anteriormente, principalmente porque

el año fiscal no coincide con el año natural. En segundo lugar, debemos destacar aquellos estudios que demuestran la existencia de efecto enero en periodos o mercados en los que no existe gravamen por ganancias de capital.

Australia y el Reino Unido son ejemplos de países en los que el calendario tributario no coincide con el año natural. En Australia, donde el ejercicio fiscal finaliza el 30 de junio, se ha detectado que los rendimientos del mes de junio son superiores a los del resto de los meses del año (Brown, Keim, Kleidon y Marsh, 1983). En el Reino Unido, donde el ejercicio fiscal finaliza el 5 de abril, se aprecia un comportamiento distinto en el mes de abril (Reinganum y Shapiro, 1987). En ambos países, paradójicamente, existe además comportamiento estacional en enero.

Otro caso singular es el de la Bolsa de Amsterdam, analizado por Max van Der Bergh *et al.* (1988). Utilizando dos metodologías diferentes, llegan a la conclusión de que deben rechazar la hipótesis impositiva ya que no encuentran una relación negativa entre las rentabilidades bursátiles de enero y las rentabilidades pasadas. También observan que la longitud del periodo de inversión pasado en el que los activos generan rentabilidades negativas no tiene capacidad explicativa.

Entre los estudios que investigan el efecto cambio de año en marcos institucionales donde los inversores están exentos de impuestos por ganancias de capital se incluyen los siguientes: Berges, McConnell y Schlarbaum (1984) en Canadá, antes de 1973; Reinganum y Shapiro (1987) en el Reino Unido, antes de 1965; Schultz (1985), Jones, Pearce y Wilson (1987) y Jones, Lee y Apenbrink (1991) en Estados Unidos, antes de 1917.

Por último, cabe señalar algunas matizaciones realizadas por Roll (1983). Roll argumenta que una bajada significativa de los precios en diciembre puede ser explicado de la siguiente manera: cuando un título cae durante un periodo anterior (una caída provocada inicialmente por una noticia desfavorable), inmediatamente aparece para los inversores una situación en la que pueden materializar pérdidas fiscales, si es que ese título lo adquirieron a un precio más alto. El nuevo precio, más bajo, incorpora toda la información, incluyendo la información de que algunos inversores ahora esperan una ganancia en forma de pérdidas fiscales. Todo esto implica que las ventas por motivos fiscales de diciembre han sido anticipadas.

En algunos años, prosigue Roll, también es posible detectar una elevada y significativa rentabilidad positiva antes del mes de enero. Estos datos podrían parecer evidencia en contra de la hipótesis impositiva. Sin embargo, hay que considerar la siguiente posibilidad: todos los años todos los títulos traen una pérdida para algunos inversores. Por lo tanto, los activos más volátiles deberían tener más inversiones con pérdidas fiscales con motivo de la mayor y más frecuente caída seguida por término medio por un mayor y más frecuente incremento en el

precio. Por tanto, los activos más volátiles deberían experimentar mayores ventas por pérdidas fiscales cada año. Por otro lado, las ventas en diciembre inducen a realizar compras o adquisiciones en diciembre.

En definitiva, la hipótesis impositiva constituye una explicación parcial del fenómeno enero. Sin embargo, el estudio de esta hipótesis ha abierto nuevas vías de investigación centradas en el conocimiento del comportamiento de los inversores individuales (tanto personas individuales como colectivas, residentes o extranjeros) en torno al cambio de año.

4.5.1.1. *Investigación empírica*

A continuación presentamos la metodología empleada así como los resultados obtenidos al contrastar la hipótesis de pérdidas fiscales para el mercado de valores portugués. Dicho estudio, debido a su amplitud, ha sido dividido en las siguientes secciones:

- a) Tributación de las Ganancias de Capital en Portugal.
- b) Probabilidad de Contratación Impositiva.
- c) Influencia de la contratación por motivos fiscales a lo largo del mes de enero.
- d) Persistencia temporal en la realización de minusvalías.

Estos apartados resumen la metodología tradicionalmente empleada para la contrastación de la hipótesis impositiva así como algunas novedades metodológicas que se adaptan perfectamente al estudio para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

a) *Tributación de las Ganancias de Capital en Portugal*

La caracterización del actual cuadro fiscal portugués en materia de tributación sobre el rendimiento, de acuerdo con los diferentes agentes que intervienen en el mercado, es un elemento imprescindible para complementar y justificar algunos procedimientos adoptados a lo largo del apartado empírico.

El objetivo de este apartado consiste en resumir las claves del sistema fiscal portugués relativas al mercado de capitales y, concretamente a la imposición sobre ganancias de capital, como paso previo al análisis empírico para este mercado de la “hipótesis impositiva” como explicación del efecto enero, durante el periodo de estudio analizado.

A partir del 1 de enero de 1989 la tributación del rendimiento opera en Portugal a través de dos impuestos: el Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Singulares (IRS) y el Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Colectivas (IRC). El Código del Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Singulares (IRS) fue aprobado por la *Lei nº 442-A/88* de 30 de Noviembre y el

Código del Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Colectivas (IRC) fue aprobado por la *Lei 442-B/88* de 30 de Noviembre. Desde su publicación muchas han sido las alteraciones introducidas.

El Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Singulares (IRS) es el impuesto que grava los rendimientos obtenidos por las personas singulares que, en los términos del artículo 14º del respectivo Código, sean sujetos pasivos del mismo.

Los rendimientos sujetos al impuesto IRS se presentan en el Código subdivididos en nueve categorías. La categoría G es la relativa a las *mais-valias* o ganancias de capital. El rendimiento líquido de esta categoría corresponde al saldo obtenido entre las plusvalías y las minusvalías realizadas en el mismo año. Al resultado positivo de la diferencia entre las plusvalías y las minusvalías realizadas en un determinado año, como consecuencia de la transmisión onerosa de acciones, le es aplicable una tasa especial del 10%. El resultado negativo de la diferencia entre las plusvalías y las minusvalías realizadas en un determinado año, como consecuencia de la transmisión onerosa de acciones, podrá ser desgravado en los dos años siguientes dentro de la misma categoría.

El Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Colectivas (IRC), por el contrario, es el impuesto que grava los rendimientos obtenidos por las personas colectivas que sean sujetos pasivos del mismo.

En cuanto a las plusvalías procedentes de la inversión en Bolsa obtenidas por personas colectivas residentes en territorio de Portugal son tributadas a la tasa normal de dicho impuesto, que es del 36%. Sin embargo, entre otros incentivos fiscales a la negociación en el mercado de capitales portugués, hay que señalar que están exentos de tributar por concepto del IRC las personas colectivas que no tengan sede ni dirección social efectiva en territorio portugués y por tanto tengan la condición de inversores extranjeros.

Las claves del sistema fiscal portugués relativas concretamente a la imposición sobre ganancias de capital las podemos observar, de forma esquemática, en la Tabla 3.

El régimen fiscal portugués, en los años objeto de estudio, se ha caracterizado por favorecer la actividad bursátil otorgando significativas ventajas impositivas a la inversión en Bolsa. Entre los incentivos fiscales existentes a la inversión en el mercado de capitales se encuentra, con una gran repercusión en nuestro análisis, que las plusvalías provenientes de la venta de acciones mantenidas por su titular durante más de 12 meses están exentas del Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Singulares (IRS).

Esto supone una modificación a la *Lei nº 442-A/88* de 30 de Noviembre, introducida por la *Lei nº 30-C/92* de 28 de Diciembre, que entró en vigor a partir del 1 de enero de 1993, fecha que hemos elegido como inicio de nuestro análisis

empírico. Con anterioridad a esta fecha, estaban excluidas como *mais-valias* las provenientes de acciones mantenidas por su titular durante más de 24 meses. Sin embargo, a partir de dicha fecha, quedan excluidas como *mais-valias* las que provienen de acciones mantenidas por su titular durante más de 12 meses.

TABLA 3
RÉGIMEN IMPOSITIVO DE LAS GANANCIAS DE CAPITAL

Mais Valías	IRS		IRC	
	Residentes	No residentes	Residentes	No residentes
Acciones en general	10%	10%	36%	Exento
Acciones mantenidas durante + de 24 meses (antes de 1993)	exento	exento	36%	Exento
Acciones mantenidas durante + de 12 meses (a partir de 1993)	exento	exento	36%	Exento
Acciones adquiridas antes del 31/12/1988	exento	exento	36%	Exento

Por lo tanto, tributarán exclusivamente, a una tasa especial del 10%, las ganancias de capital provenientes de acciones mantenidas por su titular durante un periodo de tiempo inferior a 12 meses. Quedando exentas, por último, las acciones adquiridas con anterioridad al 31 de diciembre de 1988, ya que entonces no existían estos impuestos sobre rendimientos.

Sin embargo, este incentivo fiscal a la negociación en Bolsa es aplicable únicamente a los inversores individuales, ya que dicho incentivo no se mantiene para el Impuesto sobre el Rendimiento de las Personas Colectivas (IRC). Lo que si podemos destacar con respecto a este impuesto es que están exentos de tributar por concepto del IRC las plusvalías realizadas por la venta onerosa de acciones por inversores extranjeros que no tengan sede ni dirección efectiva en territorio portugués.

Entre otros incentivos fiscales al mercado de capitales, hay que señalar que las plusvalías obtenidas por personas colectivas residentes en territorio de Portugal son tributadas a tasa normal del IRC. Por otro lado, las mismas podrán ser excluidas de tributación, desde que el correspondiente valor de realización sea reinvertido, total o parcialmente, antes del fin del tercer ejercicio siguiente al de realización, en la adquisición, fabricación o construcción de activo inmovilizado “colectivo”, en la

adquisición de cuotas de acciones de sociedades comerciales o civiles con sede o dirección social en territorio portugués o en títulos del Estado Portugués.

Por otro lado, es importante también destacar que los rendimientos de los Fondos de Inversión Mobiliario (FIM) son tributados por retención en la fuente a título del IRS como si se tratase de personas singulares, estando exentas las plusvalías obtenidas a efectos del IRS. Además, los sujetos pasivos del IRS, titulares de unidades de participación en los referidos fondos, están exentos de los rendimientos distribuidos por esos fondos.

Por último, no podemos dejar de comentar otro aspecto de relevancia para nuestro análisis y es que el criterio seguido para tributar las ganancias de capital es el criterio LIFO. Es decir, se considera que las acciones vendidas son las adquiridas hace menos tiempo. Así, por ejemplo, si un contribuyente portugués tiene 500 acciones de un determinado título desde hace dos años y 100 acciones del mismo título desde hace un mes, y vende en el día de hoy 150 acciones, fiscalmente, de las 150 acciones vendidas, 100 estarán sujetas a plusvalías por haber sido adquiridas hace menos de 12 meses y 50 se benefician del régimen de exclusión tributaria existente, por haber sido adquiridas hace más de 12 meses.

Consideramos que, de acuerdo a estas características, el sistema impositivo portugués puede proporcionar suficiente incentivo a los inversores individuales para realizar minusvalías al final del año, aun teniendo la intención de volver a comprar las mismas acciones en un momento inmediatamente posterior a la finalización del año fiscal, que coincide con el año natural. Por el contrario, los inversores individuales que tienen ganancias de capital a corto plazo no realizadas tienen suficientes incentivos como para continuar aplazando dicha realización.

En definitiva, lo que pretendemos analizar es el posible impacto que estos incentivos fiscales, y como consecuencia de ellos, la actuación de los inversores individuales, pueda tener sobre el conjunto del mercado bursátil o sobre un determinado grupo de activos pertenecientes al mismo. En principio, parece lógico pensar que este comportamiento, de llevarse a la práctica de forma masiva por los inversores individuales, produzca una variación en el nivel medio de rendimiento de determinados activos de este mercado bursátil, que es precisamente el hecho que describe el efecto enero.

b) *Probabilidad de Contratación Impositiva*

El siguiente paso consiste en la presentación del tratamiento metodológico que le vamos a dar al estudio o contrastación de la hipótesis impositiva o hipótesis de pérdidas fiscales. A continuación describimos la metodología empleada tradicionalmente para la contrastación de esta hipótesis. Y que consiste básicamente en identificar aquellas acciones que presentan una alta probabilidad

de ser negociadas al final y comienzo de cada año por motivos principalmente relacionados con estrategias de inversión impositiva. Es decir, en identificar aquellas acciones que han tenido a lo largo del año un comportamiento al que podemos denominar “perdedor” y que, por tanto, son las que tienen una mayor posibilidad de ser negociadas con el objeto de conseguir pérdidas que supongan una minusvalía desde el punto de vista fiscal, pudiendo compensar esa pérdida bursátil con una ganancia o beneficio fiscal.

Así, en cada año, necesitamos clasificar a todas las acciones disponibles de acuerdo con su Potencial de Contratación Impositiva (PCI). La literatura ofrece diversas alternativas a la hora de clasificar acciones por su probabilidad de ser negociadas por motivos fiscales. En nuestro trabajo se empleará como medida que defina dicha probabilidad de contratación impositiva, la sugerida por Reinganum (1983) y utilizada por diversos estudios posteriores, como por ejemplo el de Basarrate y Rubio (1994a) para el mercado español de acciones.

Como señalan Basarrate y Rubio (1994a), “La medida ideal consistiría en conocer, para cada inversor que vende acciones al final del cada año, la fecha en que dicha acción fue adquirida. Así, podríamos ponderar cada periodo de inversión por el número de individuos para los que dicho periodo es relevante. Para que los resultados fuesen consistentes con la hipótesis de contratación por razones impositivas, debería producirse una mayor relación entre el rendimiento de cada acción en enero y el rendimiento del periodo anterior cuanto mayor fuese la ponderación basada en dicho periodo de inversión relevante. Desafortunadamente, estos datos ideales que facilitarían el contraste de nuestra hipótesis son imposibles de obtener”.

Dicha medida se obtiene como cociente entre el precio final del año y el precio máximo a lo largo de ese mismo año para cada una de las acciones disponibles en la muestra. Como podemos observar, el valor máximo que puede alcanzar este cociente es la unidad y será más bajo cuanto mayor sea el potencial de contratación por motivos impositivos para cada uno de los títulos,

$$PCI_{it} = \frac{P_{final\ it}}{P_{máximo\ it}} \leq 1$$

donde i indica el activo y t el año (entre 1993 y 2000). Si el cociente denominado PCI^5 está próximo a uno, la probabilidad de que ese activo vaya a ser contratado por motivos impositivos es pequeña. Si, por el contrario, el cociente de PCI está

5 Siguiendo el estudio de Basarrate y Rubio (1994a) realizado para el mercado de acciones español.

próximo a cero, la probabilidad de que ese activo vaya a ser contratado por motivaciones fiscales es grande.

Con respecto al precio al final del ejercicio, hay trabajos, como el de Basarrate y Rubio (1994b), que utilizan el último día de cada mes de noviembre ya que el precio al final del año es una información no disponible por los inversores al negociar durante el mes de diciembre. Con carácter general, los estudios empíricos para otros mercados de valores han sido realizados utilizando los últimos días del año.

Por otro lado, hay estudios para el mercado de valores norteamericano que consideran adicionalmente el precio máximo obtenido durante la primera mitad del año para analizar las minusvalías obtenidas durante un periodo de seis meses. Sin embargo, este análisis no es de interés para el estudio de la hipótesis de pérdidas fiscales en el mercado de valores de Lisboa, debido a las características impositivas que existen para la inversión en este mercado. En este caso existe exclusivamente el incentivo de realizar pérdidas fiscales en inversiones de duración próxima a los doce meses, no existiendo ningún incentivo adicional para que la pérdida fiscal se corresponda con inversiones de duración próxima a los seis meses.

En relación a este aspecto, consideramos definitivamente que, como señalan Basarrate y Rubio (1994b), el precio al final de año es una información no disponible por los inversores individuales propensos a negociar por motivos fiscales durante el mes de diciembre. Por ello, utilizamos como precio final la cotización correspondiente al último día de cada mes de noviembre y de forma adicional la cotización correspondiente a mediados de diciembre.

A partir de esta fórmula, analizamos cada año y para cada título su probabilidad de ser contratado por motivos fiscales a finales de año. En función del valor obtenido en el índice o cociente que denominamos PCI, agrupamos los títulos en cinco carteras distintas. Así, cada año establecemos una clasificación de todas las acciones de menor a mayor potencial de contratación impositiva que nos permite asignar cada acción individual a una determinada cartera.

Las carteras constituidas cada año son las siguientes. La primera de ellas la denominamos PCI 1, y representa a las acciones con un valor en el índice particularmente bajo. Por tanto, un alto potencial de contratación impositiva. Acciones que han tenido una especial caída desde que alcanzaron su precio máximo hasta final de año, acciones “perdedoras” susceptibles de ser negociadas por motivos fiscales. Acciones que tienen una alta probabilidad de estar sometidas a la realización de minusvalías al final de cada año fiscal. La segunda cartera formada es la denominada PCI 2, compuesta por las acciones que han obtenido en cada uno de los respectivos años un valor intermedio en el índice o cociente

anteriormente señalado. Y así sucesivamente hasta llegar a la quinta y última cartera constituida, a la que denominamos PCI 5. Esta cartera recoge, cada año, las acciones con menor probabilidad de ser negociadas por razones impositivas. Es decir, aquellas acciones que han experimentado una menor caída de sus precios durante el año y que por tanto no son susceptibles de ser negociadas a final de año por razones fiscales o impositivas. Acciones que, podemos considerar, han tenido un comportamiento “ganador” durante el año.

Debemos señalar que cada cartera contiene aproximadamente el mismo número de acciones. Y, como ya hemos comentado anteriormente, las cinco carteras formadas, aunque mantienen las mismas características todos los años, varían su composición.

Una vez calculada la composición anual de cada una de las cinco carteras, se procede al cálculo de la rentabilidad agregada para el conjunto de cada cartera a partir de la siguiente fórmula:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^g R_{it}}{g}$$

Posteriormente, se procede al estudio de los efectos enero y cambio de año del mismo modo que se realizó anteriormente para el estudio de los índices de mercado y las carteras construidas según el tamaño de los títulos. Y se comparan las diferencias obtenidas, tanto en base a los modelos de rentabilidades como en el contexto del CAPM.

Unos resultados a favor de la hipótesis impositiva deberían ser aquellos que indicasen que la rentabilidad media mensual es mayor cuanto menor es la probabilidad de que las acciones se negocien por razones impositivas. Esta relación ha de mantenerse en diciembre e invertirse en el mes de enero, si es que el efecto cambio de año viene explicado por la hipótesis impositiva.

Los resultados obtenidos, y presentados en las Tablas 4 y 5, nos indican como la cartera PCI 1, constituida por los títulos con mayor probabilidad de ser contratados por motivos fiscales, es la que obtiene una mayor rentabilidad durante el mes de enero, a pesar de que durante el resto de meses del año, y especialmente conforme se aproxima el final del mismo, la rentabilidad es más baja e incluso negativa. El resto de carteras también obtienen una rentabilidad durante el mes de enero muy superior a la del resto de meses del año, aunque no tan elevada como la de la primera cartera. Por ello, podemos detectar la existencia de efecto enero para todas ellas. Sin embargo, sólo podemos hablar de la existencia de estacionalidad mensual, efecto enero y principalmente efecto cambio de año para la cartera PCI 1.

TABLA 4
 RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS SEGÚN LA PROBABILIDAD
 DE CONTRATACIÓN IMPOSITIVA DE LOS TÍTULOS

	PCI 1 (perdedor)	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5 (ganador)
Enero	8,6551 (2,44)*	5,3533 (2,36)*	6,6848 (2,85)*	7,6960 (3,35)*	7,1345 (4,12)*
Febrero	5,5566 (1,57)	2,3188 (1,02)	1,7672 (0,75)	2,6949 (1,17)	4,4197 (2,55)*
Marzo	4,5227 (1,27)	2,7387 (1,20)	2,2029 (0,93)	4,7451 (2,07)*	1,3821 (0,79)
Abril	-1,9079 (-0,53)	-0,9829 (-0,43)	4,1395 (1,76)	2,4079 (1,05)	5,2319 (3,02)*
Mayo	2,7915 (0,78)	1,5983 (0,70)	3,2555 (1,38)	1,6496 (0,72)	3,3616 (1,94)**
Junio	-4,5907 (-1,29)	-0,7026 (-0,31)	0,9375 (0,39)	1,8355 (0,80)	1,8447 (1,06)
Julio	-0,6259 (-0,17)	0,6076 (0,26)	5,1996 (2,21)*	6,3916 (2,79)*	1,3864 (0,80)
Agosto	1,8745 (0,53)	2,6059 (1,15)	1,4849 (0,63)	3,3804 (1,47)	4,1026 (2,37)*
Septiembre	-7,2141 (-2,04)*	-2,1765 (-0,96)	-1,6539 (-0,70)	2,3372 (1,02)	2,6843 (1,55)
Octubre	-2,3012 (-0,65)	-0,8464 (-0,37)	2,0782 (0,88)	4,1930 (1,83)**	4,3457 (2,51)*
Noviembre	-7,1440 (-2,02)*	-3,0791 (-1,35)	-0,1481 (-0,06)	2,6558 (1,15)	8,7406 (5,05)*
Diciembre	-3,2564 (-0,85)	0,2474 (0,10)	0,8153 (0,32)	2,5161 (1,01)	3,3602 (1,80)**
Global	-0,1280 (-0,07)	0,6862 (0,13)	2,3256 (0,34)	3,5331 (0,63)	4,0562 (0,80)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

TABLA 5
CONTRASTES DE HIPÓTESIS

	PCI 1 (perdedor)	PCI 2	PCI 3	PCI 4	PCI 5 (ganador)
Estacionalidad mensual	22,3509*	12,2431	10,6057	7,4148	18,3951*
Efecto enero	6,9980*	4,7209*	3,9344*	3,5830**	3,5852**
Enero vs diciembre	5,2410*	2,3469	2,8936**	2,3600	2,2013

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

Queremos matizar en este momento que en apartados anteriores planteábamos como alternativa el considerar como precio final el correspondiente al 15 de diciembre, sin embargo los resultados son muy similares a los obtenidos anteriormente sin que se produzcan cambios significativos. A continuación presentamos la Tabla 6 donde aparece, de forma simplificada, la información que resulta de mayor interés y que permite una más sencilla interpretación de los resultados.

TABLA 6
RENTABILIDADES MENSUALES MEDIAS

Carteras	anual	enero	diciembre
PCI 1	-0,0761 (-0,07)	9,3296 (2,71)*	-6,0148 (-1,69)**
PCI 2	0,9305 (0,13)	5,0531 (1,93)**	-2,2764 (-0,80)
PCI 3	1,9898 (0,34)	5,9001 (2,68)*	1,2508 (0,52)
PCI 4	3,5910 (0,63)	7,0763 (3,26)*	1,4656 (0,62)
PCI 5	4,8118 (0,80)	8,1639 (3,53)*	9,0734 (3,63)*

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

En dicha Tabla 6 podemos observar como los resultados obtenidos coinciden enormemente con lo esperado. La cartera PCI 1, formada por los títulos con una mayor probabilidad de ser contratados por motivos fiscales, es en la que se observa con mayor intensidad la diferencia entre la rentabilidad media de enero y diciembre. Mientras que la rentabilidad media de enero para la cartera PCI 1 es la más alta, también la rentabilidad media de diciembre es la más baja del conjunto del mercado. Adicionalmente, podemos observar como la rentabilidad media anual para la cartera PCI 1 es la más baja del mercado. Aunque también hay que señalar que la rentabilidad media anual, obtenida por cada una de las carteras no es significativamente distinta de cero, resultado coherente con la hipótesis de eficiencia del mercado, que argumenta que la expectativa de rentabilidad para cualquier título o cartera no es distinto de cero por término medio.

c) Influencia de la contratación por motivos fiscales a lo largo del mes de enero

El objetivo de este apartado consiste en analizar si, el cambio detectado en las rentabilidades bursátiles en torno al cambio del año, resulta especialmente intenso en las primeras semanas de enero, o si por el contrario se extiende al mes de enero completo. De esta forma, estudiamos la rapidez con la que las estrategias basadas en motivos fiscales se incorporan en los precios o rentabilidades bursátiles de los títulos.

Como señalábamos en un principio, la hipótesis de pérdidas fiscales predice que los precios de las acciones que se ven sometidas a una fuerte presión a la baja como consecuencia de la realización de minusvalías, experimentarán un cambio significativo en sus precios en el mismo momento en que tales presiones dejen de producirse. Es por ello que debería esperarse la existencia de una correlación negativa entre los rendimientos de esos títulos con una mayor probabilidad de ser contratados por motivos fiscales en los meses de enero y sus rendimientos a lo largo del año inmediatamente anterior a dichos meses.

El modelo de regresión propuesto para efectuar esta contrastación es el utilizado por estudios anteriores como el de Basarrate y Rubio (1994),⁶

$$R_{it} = \alpha + \beta_{PCI} \cdot D_{PCI} \cdot R_{it-1} + \beta_{NPCI} \cdot D_{NPCI} \cdot R_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

donde, la variable dependiente R_{it} representa la rentabilidad de cada uno de los títulos en la primera semana, la primera quincena y el mes de enero completo, para cada conjunto de regresiones. R_{it-1} representa la rentabilidad obtenida por cada uno

⁶ Muy similar al utilizado actualmente por Poterba y Weisbenner (2001) para analizar el impacto de los cambios impositivos en las rentabilidades bursátiles del mercado norteamericano.

de los títulos en el año anterior. D_{PCI} es una variable *dummy* que toma el valor 1 si el título i ha pertenecido durante el año anterior al grupo de activos con mayor potencial de contratación impositiva, es decir, si ha pertenecido a la cartera PCI 1 y toma el valor cero en caso contrario, si durante el año anterior ha pertenecido al resto de carteras PCI. D_{NPCI} es otra variable *dummy* que, por el contrario, toma el valor 1 si el título i no ha pertenecido durante el año anterior a la cartera PCI 1 y toma el valor cero en los demás casos.

La hipótesis basada en razonamientos fiscales sugiere que el estimador del coeficiente β_{PCI} debería ser negativo y significativo y que el coeficiente β_{NPCI} no debería ser significativamente distinto de cero.

Realizamos el análisis de corte transversal para cada uno de los años objeto de estudio y presentamos el promedio obtenido para el conjunto de todos los años. Los resultados obtenidos por este nuevo análisis los mostramos en la Tabla 7. En ella podemos ver como, tanto para el mes de enero completo, como para la primera quincena y para la primera semana del año, se produce un cambio de sentido en la rentabilidad de las acciones exclusivamente para aquellas que han tenido un alto potencial de contratación impositiva el año anterior. Sin embargo, los resultados obtenidos indican que la mayor rentabilidad se concentra en el mes de enero completo y no en las primeras semanas del año, como predice la hipótesis impositiva.

TABLA 7
INFLUENCIA A LO LARGO DE ENERO

	α	β_{PCI}	β_{NPCI}
Mes de enero completo	3,3806 (1,35)	-0,2357 (-2,03)*	0,0509 (0,60)
Primera quincena de enero	1,7054 (1,23)	-0,1308 (-2,04)*	0,0199 (0,42)
Primera semana de enero	-0,1995 (-0,32)	-0,1118 (-3,91)*	0,0153 (0,74)

Nota: *significativo al 5%

Estos resultados nos permiten considerar que el efecto enero no es provocado exclusivamente por las pérdidas fiscales. Desde un primer momento hemos considerado que el incremento de las rentabilidades correspondientes al mes de enero era fruto de innumerables actuaciones de los inversores en la Bolsa y nunca podremos considerar que el efecto enero tiene una única causa o motivo.

d) *Persistencia temporal en la realización de minusvalías*

El objetivo de este apartado empírico consiste en determinar si la estacionalidad en precios detectada anteriormente como consecuencia de distinguir expresamente los títulos con mayores posibilidades de ser contratados por motivos impositivos de los que tienen una menor posibilidad, es debida exclusivamente a los incentivos provocados por las características específicas del régimen fiscal portugués en materia de ganancias de capital. Para ello, necesitamos que la alta rentabilidad correspondiente al mes de enero no esté relacionada con las pérdidas ocurridas durante un periodo superior a un año o de largo plazo.

Como se ha indicado anteriormente, el sistema fiscal portugués puede propiciar que los inversores individuales hagan efectivas pérdidas bursátiles correspondientes a acciones mantenidas en su poder por un periodo de tiempo inferior a doce meses, para realizar minusvalías de carácter fiscal. En caso contrario, el resultado de la operación bursátil estaría exento de tributación. Es por ello muy importante analizar que son exclusivamente las minusvalías realizadas a corto plazo las generadoras del efecto enero o cambio de año y este no viene explicado también por las minusvalías realizadas a largo plazo, ya que en ese último caso, no sería un motivo fiscal el que estaría provocando el fenómeno correspondiente al cambio de año. En definitiva, si los efectos enero o cambio de año son atribuibles a la hipótesis impositiva que estamos considerando, un título con un alto potencial de ser sometido a la realización de minusvalías durante dos o más años sucesivamente no debe causar ningún impacto en los precios o rentabilidades de los meses correspondientes a diciembre y enero siguientes.

Por tanto, es fundamentalmente importante la distinción entre el largo y el corto plazo para poder atribuir el efecto enero a la hipótesis impositiva de forma estricta. Para ello realizamos el siguiente contraste de regresión,

$$R_{it} = \alpha + \beta \cdot R_{it-1} + \beta_C \cdot D_{PCIC} + \beta_L \cdot D_{PCIL} + \varepsilon_{it}$$

donde, la variable dependiente R_{it} representa la rentabilidad de cada uno de los títulos en la primera semana del mes de enero, para el primer conjunto de regresiones, la rentabilidad obtenida por cada uno de los títulos en la primera quincena del mes de enero, para el segundo conjunto de regresiones y la rentabilidad obtenida por cada uno de los títulos en el mes de enero del respectivo año, para el último conjunto de regresiones. R_{it-1} representa la rentabilidad obtenida por cada uno de los títulos en el año anterior. D_{PCIC} es una variable *dummy* que toma el valor 1 si la empresa i tiene un alto potencial de contratación impositiva en el corto plazo, es decir, para un año, y cero en el caso contrario. D_{PCIL} es otra variable *dummy* que toma el valor 1 si la empresa i tiene un alto potencial de contratación impositiva en el largo plazo, es decir, pertenece a la cartera PCI 1 durante dos o más años consecutivos, y cero en caso contrario.

Los resultados esperados, acordes con lo expuesto por la hipótesis de pérdidas fiscales, es que el coeficiente estimado β_C debería ser significativo y positivo y el coeficiente estimado β_L no debería ser significativamente distinto de cero.

Han sido realizadas tres estimaciones de sección cruzada para cada año, contando con la rentabilidad obtenida por cada título del mercado en el mes de enero completo, durante la primera quincena y durante la primera semana del correspondiente mes. En la Tabla 8 presentamos los resultados obtenidos para el conjunto de los años como resultado promedio.

TABLA 8
PERSISTENCIA EN LA REALIZACIÓN DE MINUSVALÍAS

	α	β	β_{PCIC}	β_{PCIL}
Mes de enero completo	3,1186 (1,27)	0,0507 (0,61)	16,606 (2,70)*	0,1723 (0,01)
Primera quincena de enero	1,5470 (1,14)	0,0201 (0,44)	9,0173 (2,66)*	-0,4577 (-0,07)
Primera semana de enero	-0,2411 (-0,38)	0,0146 (0,70)	5,8441 (3,75)*	5,0071 (1,76)**

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

Estos resultados son favorables a la hipótesis de pérdidas fiscales, ya que para los tres conjuntos de regresiones hemos obtenido que, por término medio, el coeficiente que explica la rentabilidad de enero correspondiente a los títulos que han tenido una caída de sus precios a corto plazo es significativo y positivo, mientras que el coeficiente que recoge la rentabilidad de enero para los títulos con caídas en sus precios superiores a un año no es significativamente distinto de cero. Los resultados obtenidos por este último coeficiente pueden estar condicionados por el hecho de que los títulos que reunían estas características son una proporción muy baja con respecto al número de títulos negociados en el mercado de cotizaciones oficiales cada año.

Por otro lado, el coeficiente que mide la relación entre la rentabilidad de enero, para el conjunto de títulos del mercado, y la rentabilidad del año anterior es prácticamente nula. Hay que tener en cuenta que los resultados aportados son un promedio de los obtenidos para el conjunto de años de estudio, lo cual contribuye a que su valor sea más bajo.

Los resultados son más favorables para el primero de los análisis, en el que se ha considerado la rentabilidad correspondiente al mes de enero completo. La rentabilidad generada por término medio durante todo el mes de enero por los títulos con una caída a corto plazo de sus precios es aproximadamente del 16%, mientras que la misma rentabilidad correspondiente únicamente a la primera quincena del mes de enero es aproximadamente del 9% y durante la primera semana es del 5%. Lo cual contribuye a señalar que el impacto de la cotización por motivos fiscales se extiende a todo el mes de enero. Este resultado en principio no es el previsto por la hipótesis de pérdidas fiscales y contribuye a pensar, como señalábamos en el apartado anterior, que pueden existir otras razones que expliquen el comportamiento de las rentabilidades bursátiles durante el mes de enero.

Podemos concluir señalando que las características impositivas sobre ganancias de capital en Portugal para los años objeto de estudio incentivan la realización, por parte de los inversores bursátiles, de pérdidas a final de año para obtener un “beneficio fiscal”. Comportamiento que explica en gran medida el efecto enero detectado en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, ya que los resultados obtenidos nos permiten afirmar que la elevada rentabilidad del mes de enero se concentra principalmente en aquellos títulos que tienen una mayor probabilidad de ser negociados por motivos fiscales. Sin embargo, al contrastar la influencia de dicha contratación por razones impositivas en la obtención de una rentabilidad positiva a lo largo de las primeras semanas del mes de enero y su persistencia temporal, observamos que dicho impacto se produce con mayor frecuencia si contemplamos el mes de enero completo en lugar de las primeras semanas del año. Resultado no previsto por la hipótesis de pérdidas fiscales y que contribuye a considerar que pueden existir otras razones, a parte de la impositiva, que expliquen el comportamiento de las rentabilidades bursátiles en torno al cambio de año.

4.5.2. La Hipótesis de Maquillaje de Carteras

Otra de las hipótesis planteadas para explicar el efecto enero está basada en el impacto que provoca en el mercado, o en determinados títulos, las estrategias seguidas por los inversores institucionales ante el cambio de año, comúnmente denominadas *window dressing* o “maquillaje de carteras”.

La tendencia bajista del mercado, o de determinados activos, que se observa por término medio a finales de año, puede ser explicada adicionalmente por la actividad negociadora de los inversores institucionales en dicha fecha del calendario. Según la hipótesis *window dressing*, los gestores profesionales tienen el incentivo de maquillar sus carteras a final de año. Las estrategias de maquillaje son muy diversas, como comentaremos a continuación, sin embargo una de las más utilizada en la práctica es aquella que consiste en vender al final del año activos que no han sido populares para que no aparezcan publicados como componentes de las carteras gestionadas.

Las razones que mueven a los gestores profesionales a maquillar sus carteras a finales de año son muy diversas. Es en esta fecha cuando se produce la evaluación de la gestión anual llevada a cabo por estos inversores, que por lo general no se centra únicamente en la evolución de los resultados de las carteras gestionadas sino también en su composición, ya que la composición de las carteras aporta información acerca de las estrategias seguidas por los inversores, el nivel de los riesgos asumidos, etc. La composición de las carteras de los fondos de inversión puede ser utilizada por el partícipe como estimación relativa del nivel de rentabilidad y riesgo en el que incurre. Adicionalmente, la composición de las carteras debe hacerse pública a finales de año, de manera que el maquillaje de las mismas también está motivado con el objetivo de ser utilizado como una estrategia de marketing que permita captar nuevos clientes.

Una vez pasado el final del año, desaparece para los inversores institucionales el incentivo de maquillar sus carteras, por lo que tienden a volver a sus posiciones anteriores, apoyando con su actuación la subida de precios de los activos que a finales del año anterior se habían depreciado. Adicionalmente, al principio de un nuevo año, los inversores institucionales se encuentran al inicio de un nuevo periodo de evaluación caracterizándose su gestión por ser más agresiva, con el objetivo de elevar los resultados de sus carteras.

A diferencia de otros estudios cuyo objetivo era contrastar la hipótesis de pérdidas fiscales contra la hipótesis de maquillaje de carteras, consideramos que esta segunda hipótesis es otro factor más que contribuye a explicar el fenómeno que por término medio se produce en los mercados financieros de todo el mundo. Prueba de ello es que la hipótesis impositiva no podía explicar por si misma el comportamiento de los inversores institucionales o de otros mercados financieros como el de renta fija, ya que para estos las imposiciones por ganancias de capital son menos significativas económicamente, de manera que es previsible que no se incluyan las razones fiscales como motivos de negociación para estos inversores o mercados mencionados.

La evidencia empírica sobre este argumento es mucho más escasa que para la hipótesis anterior. Esto puede ser debido fundamentalmente a que son estrategias conocidas pero muy difíciles de demostrar, y más aún en una situación cada vez más competitiva ante la presencia de un gran número de productos de inversión colectiva. Puede entenderse, por otro lado, que el maquillaje de carteras se va produciendo durante el último trimestre del año y su realización no tiene un impacto estadísticamente significativo en el mercado.

Aunque la evidencia empírica relacionada con esta hipótesis no es muy extensa, debido fundamentalmente a la dificultad en la obtención de los datos necesarios para su realización, podemos destacar los siguientes trabajos. El primer estudio

empírico realizado sobre esta hipótesis es el correspondiente a Bildersee y Kahn (1987), quienes examinan los volúmenes de contratación, al final de cada trimestre, de las acciones ganadoras y perdedoras que formaban parte de las carteras de los *mutual funds* norteamericanos. En este sentido, también hay que destacar el trabajo realizado por Lakonishok, Shleifer, Thaler y Vishny. (1991), quienes comparan la actividad negociadora de los *Pension Funds* estadounidenses en los tres primeros trimestres de cada año con la actividad negociadora del último trimestre, en la que se supone, realizan maquillaje de cartera.

Fueron trabajos posteriores los que en un intento de relacionar más directamente el maquillaje de fondos de inversión con el efecto enero, realizaron otro tipo de análisis utilizando como variable fundamental la rentabilidad de los fondos en vez de su volumen de negociación. Estos son los trabajos de Athanassakos (1992) para los fondos de inversión canadienses, Amutio (1995), Cuny, Fedenia y Haugen (1996), Musto (1997), Sias y Starks (1997) y Ackert y Athanassakos (2000) para los fondos estadounidenses. Todos estos trabajos coinciden en demostrar que existe relación entre la mencionada estacionalidad del mercado y el comportamiento de la rentabilidad de los fondos de inversión ya que en ellos se descubre el mismo comportamiento.

Las estrategias para realizar maquillaje de carteras son muy numerosas. A continuación presentamos aquellas técnicas propuestas en distintos estudios como las causantes del efecto enero. Señalamos en primer lugar las estrategias propuestas y la evidencia empírica aportada por Lakonishok, Shleifer, Thaler y Vishny (1991) para el maquillaje de los fondos de pensiones norteamericanos.

Los promotores de fondos de pensiones normalmente evalúan a los gestores de los fondos cada trimestre, pero la principal evaluación tiene lugar al final del año. El maquillaje de carteras, si es que ocurre, es presumiblemente una respuesta a estas evaluaciones. La venta de “perdedores” es la estrategia de maquillaje de carteras más frecuentemente mencionada. Los fondos de pensiones pueden también reducir el ritmo de venta de los “ganadores”, incrementar las compras de los ganadores y reducir las compras de los perdedores, para impresionar de este modo a los promotores con la composición de sus carteras.

Algunas de estas estrategias, sin embargo, podrían no ser tan efectivas como la venta de los perdedores. Cuando un fondo compra ganadores después de haber subido sus precios, los promotores podrían darse cuenta que esos ganadores podrían no mantenerse en esos precios altos. Si un fondo adquiere perdedores, los gestores pueden explicar probablemente que los compraron después de que hubiesen caído. Por otro lado, la lenta caída de las ventas de los ganadores podría ser tan atractiva como la acelerada venta de perdedores. Lakonishok *et al.* (1991) examinan esta menos frecuentemente mencionada estrategia y quizás menos

sofisticada forma de *window dressing* así como la genérica estrategia de los perdedores. Su análisis está basado en una muestra de 769 fondos de pensiones, disponiendo de la composición de las carteras trimestrales entre 1985 y 1989.

Como primer análisis observan que los fondos de pensiones seleccionados están fuertemente concentrados en los activos de mayor capitalización. Posteriormente, al analizar los cambios en la composición de las carteras entre un trimestre y otro, comprueban que la venta de los perdedores se acelera en el último trimestres, resultado consistente con la hipótesis de *window dressing*.

En cuanto a las restantes estrategias de *window dressing*, los resultados de Lakonishok *et al.* muestran escasa evidencia en relación al incremento de la demanda de ganadores en el último trimestre. Por otro lado, hay una fuerte evidencia del incremento de las compras de perdedores en el último trimestre, en comparación con los tres anteriores. Esto es inconsistente con la simple versión de *window dressing*, pero consistente con la hipótesis de que estos gestores negocian en el mercado para aprovecharse del efecto enero, comprando perdedores después de haber caído en sus precios.

Estos resultados les sugieren a Lakonishok *et al.* que el *window dressing* pueda ser más corriente en los fondos de pensiones de menor tamaño. De este modo, comprueban, tras el análisis del 20% de los fondos de pensiones más pequeños del mercado norteamericano, una fuerte propensión a vender perdedores en general y en el cuarto trimestre en particular.

El trabajo de Lakonishok *et al.* proporciona evidencia débilmente de la existencia de *window dressing*. La evidencia general revela que en todos los trimestres los fondos de pensiones venden los activos que han ido mal, deshaciéndose así de sus errores, siendo este resultado mayor al final de año y para los fondos más pequeños. Al final del año se acentúa la estrategia de inversión basada en comprar perdedores y vender compradores y perdedores.

En segundo lugar debemos señalar el trabajo de Cuny, Fedenia y Haugen (1996) como otro importante análisis de la existencia de maquillaje de carteras en torno al cambio de año. Según estos autores, en enero, al iniciarse un nuevo periodo de evaluación, los gestores pueden simultáneamente volver a moverse hacia posiciones agresivas con la esperanza de superar sus *benchmarks*. Concretamente, hacen referencia a la entrada de gestores de carteras mixtas en títulos de renta variable en mayor proporción que en otros momentos del año. Y señalan esta estrategia como otro posible factor explicativo del comportamiento de los precios en enero. Esto provoca una presión sobre los precios de los títulos objeto de esta entrada masiva de dinero al mercado, muchos de los cuales coinciden con los títulos asociados al efecto enero.

La actuación de los gestores institucionales al principio de un periodo de evaluación, ya bien sea un año o un trimestre, es muy distinta de la actuación al final de ese periodo. Lo razonable es pensar que al principio toman una actitud más agresiva que van reduciendo conforme se acerca el final del periodo.

El problema principal para detectar este comportamiento, si es que se produce, es que para su evaluación disponemos siempre de la composición de carteras al final del mes, trimestre o año, y no disponemos en ningún momento de la cartera al principio del mismo. De este modo sólo podemos comparar la cartera del final de un periodo con la cartera del final del periodo siguiente, que tenderán a ser parecidas, si es que se suele mantener esa actitud racional. Es un comportamiento que se espera que se produzca, pero difícilmente detectable con la información que se hace pública. Esta limitación en cuanto a la obtención de los datos puede ser la causante de que los contrastes de la hipótesis de maquillaje de carteras salgan tan débiles. También hay que tener en cuenta que esta no es la única estrategia realizada por los gestores en torno al cambio de año, y que la llevada a la práctica de otras técnicas de negociación mitiguen el impacto de la señalada anteriormente.

El trabajo de Cuny, Fedenia y Haugen (1996) proporciona un modelo y evidencia empírica acerca de lo que ellos denominan *re-entry behavior* en renta variable de los gestores profesionales asociado con el efecto enero, como una posible explicación del mismo. El modelo predice que las carteras al final de los periodos de evaluación se recolocan hacia posiciones más cercanas a sus *benchmarks* durante la última parte del año. Después del cambio de año, los gestores vuelven a entrar en el mercado adquiriendo activos que tiendan a llevar a sus carteras por encima del *benchmark*.

El acto de dejar las posiciones agresivas y cambiar hacia posiciones menos arriesgadas, más cercanas a su *benchmark*, será seguramente un proceso gradual. Sin embargo, ante la presencia de un comportamiento estacional del mercado en torno al cambio de año, lo lógico es pensar que si un gestor tiene un incentivo para mantener la posición agresiva, querrá mantenerla al principio del periodo de evaluación. Por otro lado, los gestores que cambian hacia posiciones *benchmark* en el periodo anterior tendrán el máximo incentivo para cambiar hacia posiciones agresivas al principio del nuevo periodo de evaluación. Con un suficiente grado de uniformidad en los periodos de evaluación de los gestores, muchos de ellos cambiarán hacia posiciones agresivas al mismo tiempo. La entrada simultánea de gestores al mercado puede causar presión en el precio de los activos objeto de esa posición agresiva que, coincidiendo con los activos objeto del efecto enero,⁷ podrían contribuir a explicar su comportamiento en el cambio de año.

⁷ Activos de baja capitalización, con alto riesgo, en crecimiento, infravalorados, etc.

Utilizan para el análisis una muestra de fondos de inversión y fondos de pensiones norteamericanos. Mientras que con los fondos de inversión encuentran evidencia a favor de ambos comportamientos, para los fondos de pensiones sólo encuentran evidencia a favor del comportamiento previamente considerado a final de año. El resultado es lógico si consideramos que la gestión de los fondos de pensiones, por su propia naturaleza, debe ser menos agresiva, o al menos constante, a lo largo del tiempo.

Del mismo modo, según Haugen y Lakonishok (1998), “si los profesionales creen que hay en el horizonte un mercado alcista (*bull market*), llevarán la cartera a una posición agresiva. Esto quiere decir vender los bonos y moverse hacia acciones más especulativas que respondan vigorosamente al mercado alcista”. Si los profesionales confían en que se produzca efecto enero tenderán a hacer más agresivas sus estrategias a principios de año para sacar beneficio de dicho fenómeno.

Otra importante referencia sobre el comportamiento de los inversores institucionales en torno al cambio de año es Amutio (1995), que describe detalladamente diversas técnicas de “maquillaje de carteras”, comentadas a continuación. Según Amutio, los inversores institucionales tienen distintas posibilidades de actuación en torno al cambio de año. En primer lugar distingue la actuación de los fondos de inversión en función de si publican su informe anual en diciembre o en otro periodo del año. Según Amutio, los fondos que publican su informe anual en diciembre tienen dos alternativas de actuación, realizar la estrategia denominada *window dressing* o jugar al efecto enero. El maquillaje de carteras puede ser utilizado por los inversores institucionales con un doble objetivo, en primer lugar, aumentar los resultados de sus carteras de inversión y, en segundo lugar, como estrategia de marketing para captar nuevos clientes hacia los fondos de inversión que gestionan.

Como señalábamos anteriormente, existen, siguiendo a Amutio, dos posibles estrategias de maquillaje, las denominadas *catch up* y *marck up*. La estrategia *catch up*, según Amutio (1995), consiste en adquirir una pequeña cantidad de títulos que formaban ya parte de la cartera y que al mismo tiempo se caracterizan por tener un bajo volumen de negociación. De esta forma, el precio de dichos valores aumenta sensiblemente, incrementándose también el valor total de la participación en los mismos, así como la percepción sobre su rendimiento. Una actuación similar a la estrategia descrita consistiría en adquirir la participación suficiente de los títulos para que sus precios se aproximen a sus niveles de resistencia. De este modo, si alguien en el mercado cree en el movimiento de los mismos y empieza a comprar también, aumentará el valor de dichos títulos y, con ellos, el valor de su participación.

Por otro lado, la estrategia *marck up* consiste en hacer exactamente lo contrario de lo que describe la estrategia anterior. Es decir, vender al final del trimestre o del año activos que no han sido populares para que no aparezcan publicados como componentes de su cartera. Y a cambio, los gestores compran valores que han sido más populares para el conjunto del mercado, de manera que estos sí aparecerán en los informes públicos como componentes de su cartera, aunque no contó previamente con ellos para obtener la rentabilidad esperada. Según Amutio, esta es la técnica de maquillaje que más utilizan en la práctica. Aunque también argumenta la complicación que supone llevarla a la práctica debido al alto nivel de competitividad existente en el campo de los fondos de inversión actualmente.

Hay que tener también en cuenta que los inversores individuales, cuando deciden participar en un fondo de inversión, eligen aquel fondo que proporciona una mayor rentabilidad. Esto hace pensar que los inversores institucionales también estén interesados en jugar al efecto enero,⁸ ya que le aportará un aumento en la rentabilidad más elevado incluso que con el resto de estrategias. De hecho, es posible seguir una estrategia de maquillaje de carteras y jugar al efecto enero al mismo tiempo. Ya que, como señala Amutio, “el uso de instrumentos financieros como opciones y futuros para jugar al efecto enero, no implica un cambio en la composición de la cartera”. Una posible prueba de que los fondos de inversión realizan estrategias con futuros y opciones, como señala Amutio, es que las notificaciones a la *Commodity Future Trading Commission*⁹ ha aumentado en los últimos años.

4.5.2.1. Investigación empírica

Hemos seleccionado, para el estudio del comportamiento de los inversores institucionales ante el cambio de año, diversos fondos de inversión. La razón por la cual hemos escogido este instrumento financiero de inversión colectiva se debe al hecho de que en el caso de Portugal, como ocurre en otros países del entorno europeo, el desarrollo de la gestión de carteras institucionales se ha centrado fundamentalmente en los fondos de inversión.

Dentro del conjunto de fondos de inversión existentes, necesitamos analizar aquellos fondos que tengan previamente establecidos unos objetivos y política de inversión de crecimiento o crecimiento agresivo. Ya que los objetivos previstos, y conocidos perfectamente por los partícipes, condicionan la selección de la cartera o

⁸ Mediante futuros, opciones u acciones, como hemos descrito anteriormente.

⁹ Organismo en el que se tienen que registrar los fondos de inversión estadounidenses como requisito para operar en los mercados de derivados.

asignación de activos, es decir, se deben seleccionar aquellos activos que permitan conseguir los objetivos previamente fijados. Estos son los 14 fondos de renta variable nacional, ya señalados en la parte relativa a la base de datos, que representan, según datos de la APFIN, el 97% de la cuota de mercado. Reflejando, por tanto, prácticamente la totalidad de la inversión colectiva en el mercado objeto de estudio.

El objetivo consiste en comparar realidades idénticas, pues no tendría mucho sentido agrupar un conjunto de fondos de inversión con características diferentes. Entre otras razones, porque el encuadramiento jurídico establece determinados requisitos de cartera. Por otro lado, si se hubiese tenido en consideración fondos de obligaciones, además de los fondos de acciones nacionales, pasaríamos a comparar carteras con valores mobiliarios completamente distintos, teniéndose que utilizar *benchmarks* inadecuados ante la inexistencia de índices que agrupen acciones y obligaciones.

Los datos necesarios para la realización de esta parte del análisis empírico son el valor liquidativo global, el número de participaciones y la composición de las carteras de cada fondo correspondientes al último día de cada mes, así como las cotizaciones correspondientes a su *benchmark*, el índice PSI-30, la tasa mensual de rentabilidad de los certificados de ahorro, como representación de un activo libre de riesgo y la serie de cotizaciones de cada uno de los títulos que forman parte de las carteras objeto de estudio durante el periodo muestral que se analiza.

Por otro lado, para salvar el problema que supone la falta de homogeneidad existente en el grupo de fondos de inversión seleccionado, hemos optado por integrarlos en función de su dimensión, formando de este modo tres grupos de análisis: los fondos de inversión de mayor, intermedia y menor dimensión.

El análisis empírico se centra en dos aspectos fundamentales. En primer lugar, y como paso imprescindible, relacionar el efecto enero con la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión y en segundo lugar, analizar la hipótesis de maquillaje de carteras, centrándonos en la composición de los fondos y su variación ante el cambio de año.

a) *Análisis de la Rentabilidad de los Fondos*

Realizamos un análisis de la existencia de estacionalidad mensual y efecto enero en la rentabilidad obtenida por los fondos de inversión seleccionados. Este análisis es el más utilizado para el estudio del comportamiento de los inversores institucionales en torno al cambio del año. Prueba de ello lo encontramos en Athanassakos (1992) para la Bolsa de Canadá, Sias y Starks (1997) para el mercado norteamericano y Fernández y Torre (2000) para el mercado español, entre otros.

La rentabilidad neta de la participación en un fondo de inversión se define, según Soldevilla (1999), como la variación porcentual entre la suma del valor liquidativo a la fecha de referencia y los beneficios brutos distribuidos desde el inicio del periodo del que se trate, y el valor liquidativo del día anterior al inicio de dicho periodo.

A partir de los datos facilitados por la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, hemos obtenido el valor liquidativo global de cada fondo correspondiente al último día de cada mes, así como el número de participaciones existentes en ese mismo momento de tiempo. El primer paso, por tanto, consistirá en calcular el valor liquidativo unitario de las participaciones de cada fondo de inversión al final de cada mes. A partir de dicha información, y para el cálculo de la rentabilidad mensual porcentual, aplicamos la siguiente fórmula¹⁰ de rentabilidad simple, al igual que en el cálculo de las rentabilidades de los distintos títulos e índices de mercado.

$$R_t = \frac{VL_t - VL_{t-1}}{VL_{t-1}} \cdot 100$$

donde,

R_t representa la rentabilidad de la cartera correspondiente al mes t

VL_t representa el valor liquidativo de cada unidad de participación en el fondo el último día del mes t

Una vez generada la serie de rentabilidades para cada fondo de inversión nos vemos obligados a agrupar dichas rentabilidades en distintos tipos de fondos ya que, como se puso de manifiesto al explicar la base de datos a utilizar, no todos los fondos de inversión sobreviven o existen durante el periodo temporal objeto de estudio. Es por ello que decimos formar tres grupos de fondos de inversión en función del tamaño o dimensión de los mismos.¹¹

Una vez generadas, les aplicamos a dichas series de rentabilidades la regresión econométrica ya comentada anteriormente y que utilizamos del mismo modo para analizar la estacionalidad mensual de la rentabilidad de los índices bursátiles, de carteras ganadoras o perdedoras, etc.

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_{pt}$$

¹⁰ La información relativa al beneficio distribuido no ha sido obtenida, por lo que ha sido imposible introducirla en la fórmula de cálculo.

¹¹ Al igual que el trabajo de Sias y Starks (1997).

El método econométrico a utilizar, como en las ocasiones anteriores, será el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) aplicando la matriz de varianzas y covarianzas robusta a la heterocedasticidad de White (1980).

Al igual que en los mercados de valores anteriormente señalados, esperamos alcanzar unos resultados que nos indiquen la presencia de un marcado movimiento estacional en torno al cambio de año, reflejando la obtención de una rentabilidad en el mes de enero por término medio positiva y significativamente superior a la obtenida durante el resto del año y especialmente durante el mes de enero.

Como podemos ver en la Tabla 9, la manifestación significativa de efecto enero se observa en los fondos de inversión de mayor tamaño y tamaño medio, que como intuíamos son los que tienen mayor capacidad para realizar operaciones de maquillaje de cartera. Sin embargo, con respecto a los fondos de inversión de pequeña dimensión no podemos decir que su rentabilidad en enero sea significativamente distinta de cero, pero hay que destacar que la rentabilidad media de noviembre es significativamente positiva mientras que la rentabilidad media de diciembre es significativamente negativa, circunstancia que conviene analizar ya que se encuentra también en torno al cambio de año.

TABLA 9
RENTABILIDADES MEDIAS DE LOS FONDOS DE INVERSIÓN

	TOTAL	Mayor dimensión	Dimensión media	Menor dimensión
Enero	6,9907 (2,38)*	6,3275 (2,24)*	7,7437 (2,53)*	5,7556 (0,78)
Febrero	6,1374 (2,09)*	4,9332 (1,75)**	6,0873 (1,99)**	4,7983 (0,65)
Marzo	-3,1328 (-1,19)	1,1356 (0,40)	-10,4041 (-3,81)*	-0,1301 (-0,01)
Abril	-0,2759 (-0,10)	0,2174 (0,07)	0,5350 (0,19)	-1,5802 (-0,21)
Mayo	-1,8632 (-0,71)	0,9771 (0,34)	1,6526 (0,60)	-8,2195 (-1,12)
Junio	1,0736 (0,40)	0,9501 (0,33)	1,2699 (0,46)	1,0009 (0,13)

	TOTAL	Mayor dimensión	Dimensión media	Menor dimensión
Julio	1,7804 (0,67)	1,8709 (0,66)	2,3764 (0,87)	1,0940 (0,15)
Agosto	-2,6260 (-1,00)	-2,8273 (-1,00)	-3,5954 (-1,31)	-1,4554 (-0,19)
Septiembre	-1,7591 (-0,67)	-2,2751 (-0,80)	-1,3134 (-0,48)	-1,6889 (-0,23)
Octubre	3,7090 (1,26)	1,8204 (0,64)	2,6335 (0,86)	1,9554 (0,26)
Noviembre	3,4428 (1,17)	1,5357 (0,54)	4,2803 (1,40)	15,2451 (2,09)*
Diciembre	4,3753 (1,49)	3,4894 (1,23)	4,7484 (1,55)	-15,8395 (-2,17)*
Global	1,1746 (0,18)	1,5129 (0,24)	0,9923 (0,13)	0,0779 (0,04)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

Con respecto al resto de meses del año no podemos decir que la rentabilidad media sea significativamente distinta de cero, así como la rentabilidad media total, de acuerdo con la hipótesis de eficiencia, y que contribuye a dar más importancia al exceso de rentabilidad obtenido durante el mes de enero. Excepto para el mes de febrero que, como podemos observar, en los fondos de dimensión alta y media es positiva y significativa, igual que en el mes de enero. Este es un dato interesante que hay que analizar debidamente ya que nos puede indicar que los inversores institucionales consiguen aumentar su rentabilidad más allá del propio mes de enero. Este dato puede ser además una consecuencia del cambio en la política de inversión que pretende ser más agresiva al comienzo del año.

En la Tabla 10 presentamos los contrastes de estacionalidad mensual, efecto enero y efecto cambio de año, que corroboran lo ya señalado. Entre paréntesis presentamos el valor de la χ^2 de Pearson para dichos contrastes, señalando si resultan significativos o no. En todas las carteras se observa la existencia de efecto enero, no tanto así de estacionalidad y efecto cambio de año cuya evidencia es más clara para los fondos de dimensión intermedia.

TABLA 10
CONTRASTES DE HIPÓTESIS

	TOTAL	Mayor dimensión	Dimensión media	Menor dimensión
Estacionalidad mensual	17,1180	9,4075	31,9996*	11,6684
Efecto enero	3,8891*	3,1880*	4,8676*	6,6613*
Enero vs diciembre	0,3969	0,5041	4,3681*	0,4761

Nota: *significativo al 5%

En este sentido podemos considerar que el maquillaje de las carteras de 31 de diciembre difícilmente puede condicionar la rentabilidad obtenida por los fondos en el mes de diciembre, pero sí lo puede hacer en el mes de enero. Es por ello que debemos proseguir nuestro estudio analizando nuevos aspectos de la actuación de los inversores institucionales en el mercado.

Es por ello que, dentro de este grupo de análisis, no es únicamente nuestro objetivo estudiar la estacionalidad de las rentabilidades puras de los fondos de inversión, sino que también resulta interesante analizar dicho comportamiento estacional en relación con el del mercado. Para ello realizamos un contraste de estacionalidad muy similar al realizado por Cuny, Fedenia y Haugen (1996) para las carteras de renta variable norteamericanas. Dicho estudio consiste en el análisis del *tracking error*, diferencia entre la rentabilidad de la cartera y su *benchmark*.

El *tracking error* correspondiente a cada mes y para cada grupo de carteras es medido a partir de la desviación absoluta de la rentabilidad mensual del fondo con respecto a la rentabilidad de su *benchmark*, en este caso el índice BVL 30.¹²

El procedimiento econométrico es el mismo que el aplicado para la serie de rentabilidades puras, sin embargo, el significado económico de lo que ahora se estudia es diferente. Si la diferencia entre la rentabilidad de la cartera y la de su *benchmark* es significativamente superior en el mes de enero, esta sería una muestra

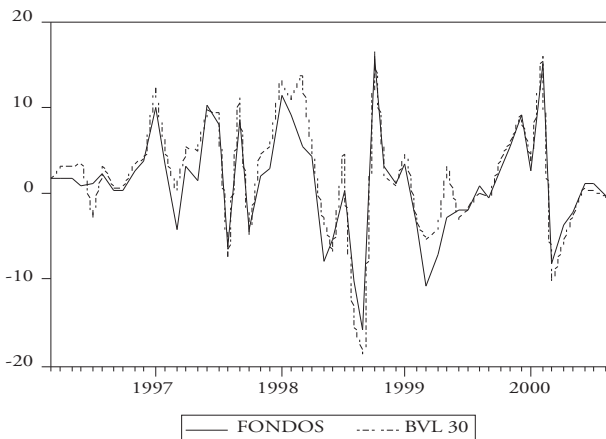
¹² Al igual que Alves (2000).

de un comportamiento más agresivo de los fondos de inversión durante el primer mes del año como consecuencia de ese distanciamiento con su cartera de referencia indicando la existencia de un cambio en su política de inversión con el objetivo de aprovechar la existencia del efecto enero para obtener un mayor beneficio. Cuanto más baja es esta desviación, mejor replica el fondo al índice de referencia o al mercado.

En primer lugar presentamos la Gráfica 1 que nos permite comparar ambas series de rentabilidad, la correspondiente a la totalidad de los fondos de inversión de la muestra y el índice BVL 30, entre los que existe una correlación del 94,2185%.

Como podemos ver en la Gráfica 1, a lo largo del periodo objeto de estudio están muy próximas ambas series de rentabilidad, la representativa de la actividad inversora de los gestores de carteras y del mercado. Sin embargo, también se observa como en determinadas ocasiones los fondos no replican a su *benchmark* y por el contrario se alejan de sus posiciones.

GRÁFICA 1
EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD DE
LOS FONDOS DE INVERSIÓN Y SU *BENCHMARK*



Por último, presentamos el análisis de estacionalidad del *tracking error* de los fondos de inversión seleccionados. En la Tabla 11 mostramos el cambio experimentado en torno al cambio de año.

TABLA 11
VARIACIÓN DEL *TRACKING ERROR* DE LAS CARTERAS

Fondos	<i>Tracking Error</i>			Diferencias	
	Anual	Enero	Diciembre	Enero vs diciembre	Enero vs resto año
Mayor dimensión	1,2219 (1,17)	1,9398 (4,04)*	0,6644 (1,38)	1,2754 (1,87)**	0,7831 (1,63)
Dimensión media	1,7075 (0,71)	2,7132 (2,86)*	0,5299 (0,55)	2,1833 (1,82)**	1,0971 (0,97)
Menor dimensión	2,7789 (0,74)	2,6369 (1,77)*	2,0941 (1,40)	0,5427 (0,25)	0,1548 (0,08)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

Como podemos observar en la Tabla 11, existe un cambio significativo en la diferencia entre la rentabilidad de los fondos y la del *benchmark* para los dos primeros grupos de fondos de inversión. Su *tracking error* es significativamente distinto de cero en enero y también resulta ser significativamente distinta de cero su diferencia con el *tracking error* medio del mes de diciembre. Estos resultados nos indican por tanto que los dos primeros grupos de fondos de inversión se alejan de su *benchmark* a principios de año. Aunque la diferencia entre enero y el resto del año no resulta ser para ningún tipo de fondo distinta de cero, pero si entre el último mes del año y el primero del siguiente.

Todos estos resultados nos pueden conducir a dos interpretaciones muy distintas. Por un lado, podemos pensar que los fondos de inversión no son capaces de captar en su totalidad el incremento de rentabilidad experimentado por el mercado. Por tanto, no parece que sean capaces de batir al mercado, a pesar de que por su situación privilegiada,¹³ su mayor esfuerzo y mayores costes para conseguir nueva información, al menos desde el punto de vista teórico, tienen un conocimiento más exhaustivo del mercado.

Por otro lado, podemos considerar que los gestores de cartera son lo suficientemente hábiles como para aprovechar la existencia del efecto enero captando la mayor parte de la rentabilidad que genera, pero que al mismo tiempo incurre en estrategias

¹³ Ya que al llevar una gestión profesionalizada de un elevado patrimonio, con una adecuada diversificación, pueden conseguir un mejor reparto del riesgo y un mayor beneficio.

de inversión más arriesgadas que les permiten batir al mercado posteriormente. Que a su vez, dichas estrategias pueden ser una respuesta al maquillaje que hayan podido sufrir las mismas antes de ser publicadas con fecha de 31 de diciembre.

b) *Análisis de la composición de las carteras*

Una vez analizados los efectos de las decisiones de inversión de los gestores de cartera en las rentabilidades obtenidas, el siguiente paso en el análisis empírico consiste en detectar los cambios producidos en torno al cambio del año en la composición de las carteras, concretamente los cambios efectuados en relación a la asignación de activos.

La asignación de activos o *asset allocation* consiste en la decisión que deben tomar los gestores de carteras en relación a las clases de activos que han de invertirse y sus respectivos pesos en la cartera. La fuerte entrada de dinero en el mercado de capitales, procedente de otros mercados financieros, es una posible explicación del efecto enero. En este apartado pretendemos analizar si los gestores de carteras contribuyen con su actuación a explicar esta hipótesis.

El análisis consiste básicamente en calcular el porcentaje del capital que cada fondo invierte cada mes en el mercado de capitales portugués, es decir, cuanto tiene invertido en activos de renta variable al final de cada mes, y qué proporción por el contrario está invertida en renta fija y liquidez. Información que obtenemos de la composición de las carteras de cada uno de los fondos. Una vez obtenidos dichos datos los agrupamos, al igual que hicimos con las rentabilidades, en tres grupos de fondos en función de su dimensión y a cada uno de ellos le realizamos un análisis de estacionalidad en base al siguiente modelo,

$$\%INV_{RV_{pt}} = \alpha_1 D_{ENE} + \alpha_2 D_{FEB} + \dots + \alpha_{12} D_{DIC} + \varepsilon_{pt}$$

De esta forma podemos comprobar claramente si ha existido un cambio de tendencia en torno al cambio del año.

Como podemos observar en la Tabla 12, son las carteras de mayor dimensión las que invierten prácticamente la totalidad del dinero a su disposición en renta variable. Sin embargo, y a pesar de que la proporción media aumenta del mes de diciembre al mes de enero, no podemos afirmar que sea esta diferencia significativa. Esto es debido a que la variabilidad en el cambio de esta proporción es muy escasa fundamentalmente por las exigencias legales existentes para los fondos de inversión de renta variable nacional. Pero también hay que destacar que su obligatoriedad radica en invertir al menos el 70% en renta variable siendo las carteras de mayor dimensión las que invierte hasta un total del 92% medio anual frente al 88% y al 87% de las restantes carteras.

TABLA 12
VARIACIÓN DE LA INVERSIÓN EN RENTA VARIABLE

Fondos	% Renta variable			Diferencias	
	Anual	Enero	Diciembre	Enero vs diciembre	Enero vs resto año
Mayor dimensión	92,38 (17,35)*	93,94 (34,09)*	91,32 (33,14)*	2,62 (0,67)	1,70 (0,52)
Dimensión media	88,82 (11,94)*	86,12 (14,81)*	85,86 (14,76)*	0,26 (0,03)	2,87 (0,52)
Menor dimensión	87,78 (15,82)*	86,10 (24,83)*	90,36 (26,55)*	4,26 (0,86)	1,83 (0,54)

Nota: *significativo al 5%

Un nuevo análisis en la variación de la composición de las carteras lo centramos en el posible incremento del riesgo sistemático de las carteras al inicio de un nuevo año, como consecuencia de una política de inversión más arriesgada. Por lo tanto, para comprobar la capacidad del gestor para adelantarse al mercado ante la existencia del efecto enero, realizamos la siguiente regresión,

$$R_{pt} - R_f = \alpha_p + \beta_{p1}(R_{mt} - R_f) + \beta_{p2}(R_{mt} - R_f) \cdot D_{ENE} + \varepsilon_{pt}$$

donde D_{ENE} es una variable *dummy* representativa del primer mes del año. En este caso el coeficiente β_{p2} nos indica el incremento que experimenta el riesgo sistemático de la cartera como consecuencia de encontrarnos en el mes de enero. Si dicho coeficiente es positivo, implica que los gestores tienen habilidad para adaptarse y aprovechar el efecto enero, si, por el contrario, es negativo, no podemos afirmar nada acerca de la habilidad de los gestores en el *market timing* en relación con este fenómeno.

En la Tabla 13 mostramos los resultados obtenidos y observamos como los fondos de mayor dimensión y dimensión intermedia son nuevamente los que tienen una mayor habilidad para reaccionar ante los cambios que experimenta el mercado en torno al cambio del año, ya que reaccionan incrementando su riesgo sistemático y adoptando, por tanto, unas decisiones de inversión más agresivas. Sin embargo, también hay que señalar que, aunque el coeficiente estimado para el mes de enero es de signo positivo, no es significativo para ninguno de los grupos de fondos seleccionados. Por tanto, no podemos concluir nada en relación a este contraste.

TABLA 13
ANÁLISIS DEL *MARKET TIMING ABILITY*

	α_p	β_{p1}	β_{p2}
Mayor dimensión	-0,3576 (-1,82)**	0,8954 (32,85)*	1,0830 (1,61)
Dimensión media	-1,5033 (-2,28)*	0,7819 (8,51)*	1,8337 (0,75)
Menor dimensión	-2,1730 (-0,96)	0,7726 (2,46)*	0,7468 (0,09)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

El objetivo siguiente consiste en analizar los cambios de carácter cualitativo que se hayan podido producir en la composición de las carteras de cada uno de los fondos distinguiendo entre los títulos que han sido comprados, vendidos o por el contrario se mantienen inalterados en dichos fondos.

En diciembre esperamos que los títulos que forman la cartera compradora hayan tenido durante el año inmediatamente anterior una rentabilidad positiva y superior a la del resto de títulos que se mantienen inalterados en la cartera y de los que han sido vendidos durante el último mes del año. Esto nos estaría indicando que los títulos seleccionados para ser incorporados en la cartera de finales de diciembre son títulos que han tenido durante el año que se cierra un comportamiento “ganador”. Un resultado de estas características sería un resultado acorde con el que predice la hipótesis de maquillaje de carteras, los gestores están interesados en que la cartera de 31 de diciembre contenga aquellos títulos que han tenido un mejor comportamiento en el mercado y a dicha fecha tienen la consideración de ganadores.

Por otro lado, la hipótesis predice que los gestores estarán interesados por deshacerse de aquellos títulos que han tenido un peor comportamiento en el mercado durante el último año, ya que estos no resultarán atractivos para los inversores. Por tanto, esperamos que la rentabilidad media, durante el año anterior, de los títulos vendidos durante el mes de diciembre sea inferior a la de los títulos que se mantienen inalterados en la cartera y, por supuesto, inferior a la de los títulos comprados.

El modelo que aplicamos para realizar este estudio es el siguiente,

$$R_i = \alpha_1 \cdot CM + \alpha_2 \cdot CC + \alpha_3 \cdot CV + \varepsilon_i$$

donde,

R_i representa la rentabilidad durante el año que termina de cada uno de los títulos que componen la cartera de cada fondo, sin incluir el periodo relacionado con el efecto enero

CM representa una variable *dummy* que toma el valor 1 si el título se ha mantenido invariable entre las carteras de finales de noviembre y finales de diciembre y cero en caso contrario

CC refleja otra variable *dummy* que toma el valor 1 si el título ha formado parte de las compras efectuadas por el fondo entre finales de noviembre y finales de diciembre y cero en caso contrario

CV es otra variable *dummy* que toma el valor 1 si el título ha sido vendido durante el último mes del año y cero en caso contrario

Los coeficientes a estimar reflejan la rentabilidad media anual de los títulos mantenidos, comprados y vendidos respectivamente. Una vez estimados, realizamos contrastes de igualdad sobre los parámetros mediante el contraste estadístico de Wald, para comprobar si son significativamente distintos.

Para el análisis de la variabilidad en la composición de las carteras a lo largo del mes de enero, es decir, entre la cartera correspondiente al 31 de diciembre y el 30 de enero, realizamos el mismo tipo de análisis pero utilizando en este caso como variable dependiente la rentabilidad correspondiente al mes de diciembre inmediatamente anterior. De esta forma analizamos la relación que existe entre los cambios en la composición de la cartera durante el primer mes del año con el comportamiento de los títulos durante el mes anterior. Unos resultados acordes con la hipótesis que estamos analizando serían aquellos que indicasen que los gestores adquieren durante el mes de enero aquellos títulos que con anterioridad a dicho mes estaban infravalorados. En consecuencia, deberíamos esperar que la rentabilidad media de diciembre correspondiente a los títulos comprados, durante el mes de enero, sea al menos inferior a la rentabilidad media de los títulos que se mantienen en la cartera o son vendidos. Esto indicaría también que las carteras siguen una política más agresiva en el mes de enero comprando títulos con un peor comportamiento durante el año anterior y, por tanto, con mayor capacidad para aumentar su rentabilidad futura como consecuencia del desequilibrio en sus precios.

Como podemos ver en la Tabla 14, los resultados obtenidos son en su mayor parte acordes con lo que predice la hipótesis de maquillaje. Los gestores de fondos incrementan la composición de sus carteras de finales de año con títulos que han tenido un mejor comportamiento y tienen por tanto la consideración de ganadores. Estos resultados son especialmente favorables para los fondos de inversión de mayor dimensión, para los cuales se aprecia prácticamente para todos los años, exceptuando exclusivamente diciembre de 1999, como la rentabilidad pasada de los títulos que constituyen la cartera comprada es superior a la de los títulos que se mantienen inalterados o son vendidos. Los resultados son al mismo tiempo favorables para todos los fondos de inversión en el mes de diciembre de 1998. Sin embargo, también hay que destacar que la significatividad de los contrastes de igualdad de las carteras es más baja de la esperada.

La no significatividad en los contrastes efectuados se puede deber al hecho de que estamos comparando dos carteras muy cercanas en el tiempo, la cartera correspondiente al último día del mes de noviembre con la cartera correspondiente al último día del mes de diciembre. Hay que tener en cuenta que si los gestores de un determinado fondo desean maquillar sus carteras ese proceso se puede estar realizando a lo largo del último trimestre del año y no exclusivamente durante el mes de diciembre. Quizás podríamos obtener mejores resultados en este sentido si comparásemos la cartera correspondiente al último día del mes de septiembre y la cartera correspondiente al último día del año. Sin embargo, desde el punto de vista del estudio y contraste del efecto enero, decidimos comparar las carteras de finales de noviembre y diciembre, porque un cambio significativo en ellas efectivamente tendría un impacto en el mercado que de ser del signo esperado, estaría explicando dicho fenómeno.

TABLA 14
ACCIONES GANADORAS Y PERDEDORAS. MES DE DICIEMBRE

Fondos	Rentabilidad año anterior			Diferencias		
	<i>CM</i>	<i>CC</i>	<i>CV</i>	<i>CM vs CC</i>	<i>CM vs CV</i>	<i>CC vs CV</i>
Diciembre 1996						
Mayor dimensión	20,2505 (1,99)*	42,3758 (4,66)*	30,5994 (2,81)*	22,1253 (2,63)**	10,3489 (0,48)	11,7764 (0,69)
Dimensión media	59,7014 (3,24)*	43,2393 (3,31)*	36,6475 (2,95)*	-16,4621 (0,53)	-23,0539 (1,07)	6,5918 (0,13)
Menor dimensión	25,6487 (1,43)	36,8483 (4,13)*	73,7500 (2,38)*	11,1995 (0,31)	48,1012 (1,81)	-36,9017 (1,31)

Fondos	Rentabilidad año anterior			Diferencias		
	<i>CM</i>	<i>CC</i>	<i>CV</i>	<i>CM vs CC</i>	<i>CM vs CV</i>	<i>CC vs CV</i>
Diciembre 1997						
Mayor dimensión	16,3582 (1,04)	69,4913 (4,94)*	52,4735 (4,09)*	53,1330 (6,36)*	36,1152 (3,17)**	17,0178 (0,80)
Dimensión media	61,2793 (3,68)*	60,8443 (4,79)*	71,0110 (4,56)*	-0,4349 (0,04)	9,7308 (0,18)	-10,1667 (0,25)
Menor dimensión	33,2448 (1,89)**	78,7776 (5,08)*	62,1178 (2,31)*	45,5328 (3,77)**	28,8730 (0,80)	16,6598 (0,28)
Diciembre 1998						
Mayor dimensión	9,0185 (1,55)	36,1415 (2,64)*	3,4621 (0,30)	-27,1230 (1,90)	5,5564 (0,07)	32,6794 (3,27)**
Dimensión media	8,0624 (1,26)	32,6953 (1,45)	9,0046 (0,63)	-24,6329 (1,11)	-0,9422 (0,03)	23,6907 (0,79)
Menor dimensión	8,3616 (0,65)	87,3532 (3,81)*	15,6957 (0,76)	-78,9916 (9,10)*	-7,3341 (0,09)	71,6575 (5,44)*
Diciembre 1999						
Mayor dimensión	-0,0127 (-0,01)	6,6332 (0,44)	10,7327 (1,02)	-6,6459 (0,14)	-10,7454 (0,60)	-4,0995 (0,05)
Dimensión media	1,4489 (0,22)	13,7978 (1,11)	4,7298 (0,51)	-12,3498 (0,78)	-3,2809 (0,08)	9,0680 (0,34)
Menor dimensión	12,8012 (0,65)	13,3195 (1,36)	0,5550 (0,39)	-0,5183 (0,05)	12,2512 (0,10)	12,7645 (0,14)
Diciembre 2000						
Mayor dimensión	9,7618 (0,92)	17,4551 (1,52)	-6,4611 (-0,79)	18,2169 (3,05)**	16,2229 (1,48)	-10,9940 (0,61)
Dimensión media	25,6212 (1,92)**	12,1845 (1,53)	-7,1825 (0,96)	13,4367 (1,15)	32,0037 (3,27)**	19,3670 (3,09)**
Menor dimensión	34,8582 (1,79)**	-8,8450 (-0,64)	-10,2267 (-0,95)	43,7032 (3,36)**	45,0849 (4,12)*	1,3817 (0,06)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

TABLA 15
ACCIONES GANADORAS Y PERDEDORAS. MES DE ENERO

Fondos	Rentabilidad año anterior			Diferencias		
	<i>CM</i>	<i>CC</i>	<i>CV</i>	<i>CM vs CC</i>	<i>CM vs CV</i>	<i>CC vs CV</i>
Enero 1997						
Mayor dimensión	3,4155 (0,89)	3,2529 (1,47)	6,5961 (3,14)*	0,1629 (0,01)	-3,1806 (0,01)	-3,3432 (1,20)
Dimensión media	-0,4955 (-0,11)	4,0777 (1,69)	6,9339 (3,71)*	-4,5732 (0,90)	-7,4294 (2,64)**	-2,8562 (0,87)
Menor dimensión	2,6818 (0,70)	-2,6482 (-0,53)	10,5232 (2,10)*	5,3300 (0,48)	-7,8414 (0,48)	-13,1714 (1,83)
Enero 1998						
Mayor dimensión	3,2431 (2,18)*	1,5425 (0,79)	3,0485 (1,94)*	1,7006 (0,82)	0,1946 (0,02)	-2,4940 (0,95)
Dimensión media	2,5805 (1,07)	7,4144 (2,52)*	6,0639 (1,93)*	-4,8339 (1,62)	-3,4834 (0,77)	1,3505 (0,09)
Menor dimensión	4,4329 (1,73)	4,2834 (1,18)	9,2096 (2,27)*	0,1495 (0,01)	-4,7767 (0,99)	-4,9262 (0,82)
Enero 1999						
Mayor dimensión	5,8085 (2,10)*	2,6815 (1,23)	5,3311 (1,93)*	3,1270 (0,79)	0,4774 (0,01)	-2,6496 (0,57)
Dimensión media	-3,0721 (-1,58)	-1,0248 (-0,44)	0,8674 (0,39)	-2,0473 (0,45)	-3,9395 (1,80)	-1,8922 (0,34)
Menor dimensión	-0,5515 (-0,26)	0,2083 (0,06)	4,2026 (1,22)	-0,7598 (0,04)	-4,7541 (1,40)	-3,9943 (0,75)
Enero 2000						
Mayor dimensión	4,2405 (1,24)	6,1554 (1,27)	9,2047 (2,96)*	-1,9149 (0,10)	-4,9642 (1,15)	-3,0493 (0,28)
Dimensión media	3,0414 (1,26)	7,8663 (2,00)*	6,9410 (2,50)*	-4,8249 (1,10)	-3,8996 (1,13)	0,9253 (0,03)
Menor dimensión	8,2987 (1,45)	7,8878 (1,63)	18,3323 (2,48)*	0,4109 (0,03)	-10,0336 (1,15)	-10,4445 (1,40)

Fondos	Rentabilidad año anterior			Diferencias		
	CM	CC	CV	CM vs CC	CM vs CV	CC vs CV
Enero 2001						
Mayor dimensión	4,7473 (0,56)	3,3768 (0,40)	11,1169 (1,63)	-1,3705 (0,01)	6,3696 (0,35)	7,7401 (0,51)
Dimensión media	-0,4955 (-0,11)	4,0777 (1,69)	6,9339 (3,71)*	-4,5732 (0,90)	-7,4294 (2,64)**	-2,8562 (0,87)
Menor dimensión	-10,2653 (-1,37)	7,0666 (0,29)	-0,7622 (-0,07)	-17,3319 (0,49)	-9,5031 (0,60)	7,8288 (0,09)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

En la Tabla 15 presentamos los resultados obtenidos al analizar la composición de las carteras mantenidas, compradas y vendidas durante los meses de enero de 1997 a 2001 en relación a la rentabilidad pasada de los títulos. Los resultados obtenidos son los esperados especialmente para los fondos de mayor y menor dimensión y especialmente para los meses de enero de 1997, 1998 y 2000. Aunque también es preciso señalar que las diferencias son escasamente significativas. Tenemos que tener en cuenta que los resultados aportados en la Tabla 15 reflejan para cada mes de enero la media para cada tipo de fondo correspondiente a los contrastes realizados para cada uno de ellos individualmente. Es por ello que en los resultados finales el impacto que el conjunto de fondos provoca en el mercado se mitiga.

4.6. FORMAS DE APROVECHAR EL EFECTO ENERO

La importancia del descubrimiento de este factor sistemático en los mercados se acrecienta si además, a partir de su conocimiento, se pueden establecer estrategias de inversión que permitan obtener un beneficio extraordinario.

Haugen y Lakonishok (1998)¹⁴ muestran diferentes estrategias posibles para aprovechar la existencia de efecto enero en los mercados de valores. Estas estrategias se basan en la utilización de distintos activos financieros, futuros financieros, opciones sobre índices, fondos de inversión y acciones ordinarias individuales.

¹⁴ *El increíble Efecto Enero*, traducción al español de *The Incredible January Effect*.

a) Futuros:

La estrategia basada en la utilización de futuros sobre índices, tal y como explican Haugen y Lakonishok (1998) para el mercado norteamericano, consiste en comprar el contrato de futuros sobre el *Value Line Index* y vender el contrato de futuros sobre el *Standard and Poors 500 Index*. La finalidad de tomar esta posición diferencial consiste en aprovechar lo que nos predice el efecto enero, que a principios de dicho mes las empresas de baja capitalización obtienen por término medio rendimientos más altos. Esto es posible debido a que el *Value Line* es un índice basado en medias geométricas de movimientos de precios relativos, este hecho hace que esté muy influenciado por empresas de reducido tamaño, mientras que el índice *Standard and Poors* está formado por una media ponderada del valor bursátil de 500 grandes empresas.

En enero, si ambos índices suben, se obtienen ganancias con el contrato sobre el *Value Line Index* y se obtienen pérdidas con el *Standard and Poors 500*. Sin embargo, si las empresas de baja capitalización consiguen una rentabilidad mayor, se obtiene una ganancia neta del conjunto de la operación. Si, por el contrario, el mercado tiende a la baja y se obtienen rentabilidades negativas para ambos índices, la estrategia de inversión con futuros supondrá una pérdida con el contrato sobre *Value Line* y una ganancia con el contrato sobre *Standard and Poors*. Sin embargo, como consecuencia del efecto enero, se espera que la caída de las acciones de baja capitalización sea comparativamente más baja que para el resto de acciones, lo cual supondría también una ganancia neta para el inversor.¹⁵ Por último, Haugen y Lakonishok muestran una estrategia de cobertura más perfecta basada en la mayor volatilidad del índice *Value Line*.

Maberly y Maris (1991) comprueban que los productos derivados reducen las oportunidades de arbitraje generadas por la combinación de los efectos enero y tamaño. Demuestran que, tras la aparición de los contratos de futuros sobre los índices *Value Line* y *Standard and Poors* en 1982, el diferencial de rentabilidad entre ambos índices se ha visto reducido considerablemente. Estos resultados los interpretan como la posibilidad de realizar un arbitraje más completo, ya que los productos derivados incrementan la liquidez y reducen los costes de transacción.

Por último, hay que matizar con respecto a esta estrategia de inversión aportada por Haugen y Lakonishok (1998) que difícilmente se puede llevar a cabo en un mercado distinto del norteamericano que, al estar tan desarrollado, permite la negociación en futuros sobre índices de distinta caracterización como los mencionados *Value Line* y *Standard and Poors*. Este es el caso, por ejemplo de los

¹⁵ Las posiciones pueden abrirse el 15 de diciembre y cerrarse el 15 de enero.

mercados español y portugués, que permiten la negociación de forma exclusiva en futuros sobre el índice IBEX 35 y el índice PSI 20 respectivamente.

b) Opciones:

Otra oportunidad de arbitraje, tal y como señalan Haugen y Lakonishok (1998), es la que permiten los contratos de opciones sobre índices. El objetivo es el mismo, aprovechar que en enero las empresas de baja capitalización bursátil obtienen una mayor rentabilidad.

La estrategia consiste en la compra de opciones call sobre el *Value Line Index* y opciones put sobre el índice *Standard and Poors 100*, ambas con vencimiento en enero. De esta forma, y gracias a la anomalía, es posible obtener un beneficio neto, tanto en el caso de que en dicho mes la cotización de ambos índices se incremente o disminuya. En el caso de un aumento generalizado de las cotizaciones en el mercado al contado, se obtendrían ganancias con la opción call y se obtendrían pérdidas con la opción put, pero, como esperamos que comparativamente la rentabilidad de las empresas de baja capitalización sea mayor, el resultado neto será positivo. Por el contrario, si la cotización de ambos índices disminuye, eso se traducirá en una pérdida con las opciones call y una ganancia con las opciones put, que se traducirá en un beneficio neto si las acciones del *Standard and Poors* obtienen una rentabilidad menor a las que componen el *Value Line*.

Haugen y Lakonishok (1998) también comentan las ventajas de utilizar opciones en vez de futuros para aprovecharse del efecto enero. La más importante es que las pérdidas, utilizando opciones, son limitadas. Sin embargo, esta estrategia también requiere una inversión más elevada e incurre también en mayores costes de transacción, en parte debidos a que se trata de un mercado menos líquido.

Por otro lado, es necesario hacer la misma matización que para la estrategia con futuros y es que, en mercados como el español y el portugués no es posible llevarla a cabo debido a que no existen productos de las características de las opciones sobre el índice *Value Line*, que permitan tomar una posición *spread*.

c) Fondos de Inversión:

Sin embargo, las estrategias propuestas por Haugen y Lakonishok (1998) nos permiten otras posibilidades de actuación factibles para otros mercados.

La estrategia basada en la utilización de fondos de inversión consiste en obtener participaciones a finales de diciembre de fondos especializados en invertir en acciones de empresas de reducido tamaño (a los que Amutio (1995) denomina “fondos de inversión con objetivos de crecimiento y crecimiento agresivo”) para, a finales de enero, cerrar esas posiciones y obtener participaciones en fondos más conservadores.

d) Acciones:

Otra posibilidad es la de invertir en acciones individuales. Esto supone una mayor libertad para el inversor, aunque también incurre en mayores comisiones. Haugen y Lakonishok (1998) proponen comprar en la segunda quincena de diciembre acciones de empresas de baja capitalización o “perdedoras” (acciones con precios muy por debajo de sus máximos de 52 semanas”) y, en la segunda quincena del mes de enero, una vez pasado el efecto, vender dichas acciones e invertir el resto del año en valores más conservadores.

4.6.1. Acciones ganadoras frente a acciones perdedoras

Por último, vamos a plantear una estrategia de inversión que pueda ser llevada a cabo en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto y que permita aprovechar la existencia de efecto enero obteniendo un beneficio extraordinario. Estrategia que puede consistir simplemente en invertir durante el año en aquellos títulos que tienen un comportamiento ganador y adquirir acciones de empresas perdedoras al final del año, momento en el que se encuentran infravaloradas debido a que su precio ha bajado significativamente y venderlas al final del mes de enero, cuando su precio haya subido considerablemente y no se espera que vayan a aportar una mayor subida durante el resto del año, ya que es justo en ese momento cuando dichas acciones se encuentran sobrevaloradas, ajustándose su precio de forma paulatina durante el resto del año.

Nuestro objetivo básico, para realizar la contrastación empírica de la estrategia de inversión planteada, consiste en la formación de distintas carteras ganadoras y perdedoras. Vamos a considerar dos carteras compuestas por títulos ganadores, concretamente los 10 y 5 títulos con mejor comportamiento durante el año (que recibirán la denominación W 10 y W 5 respectivamente) y dos carteras compuestas por títulos perdedores, concretamente por los 10 y 5 títulos con un peor comportamiento durante el año (que denominaremos L 10 y L 5 respectivamente). Es importante señalar que estos datos son conocidos por todos los inversores, ya que es una información enormemente difundida por la prensa especializada.

Para ello llevamos a cabo la ordenación de los títulos según su rentabilidad a lo largo de los once meses previos al inicio de un nuevo año.¹⁶ De ahí obtenemos los diez o cinco títulos que muestren un valor relativamente más bajo y más alto, los cuales agrupamos en sendas carteras de títulos perdedores y ganadores respectivamente, a las que denominamos abreviadamente L y W. La rentabilidad de estas carteras es igual a la media simple de las rentabilidades de los títulos

¹⁶ Denominado por los *behaviorist* “periodo de formación”.

individuales incluidos en ellas. Debemos comparar la rentabilidad obtenida por las carteras L y W así formadas con la rentabilidad obtenida por esas mismas carteras durante el mes de enero siguiente, denominado por los *behaviorists* “periodo de análisis”.

Para su contrastación seguimos asumiendo la validez del modelo CAPM. De este modo el objetivo será estimar el modelo CAPM para cada una de las carteras ganadoras y perdedoras. Lo que esperamos obtener es que $\hat{\alpha}_L > 0$ y $\hat{\alpha}_W < 0$ para el mes de enero siguiente al periodo de formación. Esto significaría que los títulos identificados como perdedores realizan con posterioridad una rentabilidad media significativamente superior y los títulos identificados como ganadores inferior a la que debería observarse bajo condiciones de equilibrio, según el CAPM, precisamente como consecuencia del retorno de los precios de ambas clases de títulos a sus respectivos niveles de equilibrio.

Hay que matizar que, para el cálculo de las acciones ganadoras y perdedoras hemos utilizado un procedimiento alternativo al aplicado para el estudio de la hipótesis impositiva, con el objetivo de darle a este último apartado un carácter más práctico y general, más allá de los motivos fiscales. Para ello, aplicamos el método propuesto por Lakonishok y Smidt (1986) para el mercado norteamericano,¹⁷ consiste en clasificar todas las acciones de la muestra de acuerdo con el comportamiento pasado de sus precios en varios periodos alternativos. De este modo, distinguiremos entre acciones “ganadoras” y acciones “perdedoras” en base a la siguiente regla,

$$i = \text{acción ganadora en el mes } t \text{ si } \frac{P_{it-1}}{P_{it-(n+1)}} > 1$$

$$i = \text{acción perdedora en el mes } t \text{ si } \frac{P_{it-1}}{P_{it-(n+1)}} < 1$$

Dicha regla es calculada para cada mes de diciembre y para cada periodo anterior n de cinco y once meses, por lo que cada final de año los componentes de la cartera “ganadora” y de la cartera “perdedora” cambiará.

Esta parte del análisis empírico es de gran importancia debido a que la finalidad que persigue es aprovechar este fenómeno que, como hemos demostrado, se da en la realidad del Mercado de Valores Portugués.

17 Y seguido por otros estudios como el de Basarrate y Rubio (1994b) para el mercado español de valores.

En la Tabla 16 presentamos los resultados que hubiésemos obtenido por término medio de seguir la estrategia de inversión propuesta, invertir durante el año en aquellos títulos que tienen un comportamiento ganador e invertir durante el mes de enero en títulos que durante el año anterior han tenido un comportamiento perdedor.

En primer lugar, hay que destacar que el resultado de invertir durante el mes de enero en títulos que han tenido en el año anterior un comportamiento perdedor proporciona, por término medio para el conjunto de años objeto de estudio, una rentabilidad del 6,5% si se invierte en una cartera formada por 10 títulos y del 8,6% si se genera una cartera formada por 5 títulos. El resultado de haber invertido durante el resto de meses del año es lógicamente negativo y significativo.

TABLA 16
ESTRATEGIAS DE INVERSIÓN CON ACCIONES
GANADORAS Y PERDEDORAS

	Carteras Perdedoras		Carteras Ganadoras	
	L10	L5	W10	W5
Rentabilidad en enero	6,5337 (2,51)*	8,6665 (2,68)*	-0,2232 (-0,08)	-2,4318 (-0,71)
Rentabilidad resto del año	-4,1778 (-5,03)*	-4,4649 (-4,33)*	2,2445 (2,74)*	3,6690 (3,35)*
Beta	0,5072 (4,01)*	0,6061 (3,86)*	0,6773 (5,44)*	0,9022 (5,42)*

Nota: *significativo al 5%

Sin embargo, ocurre lo contrario con las carteras formadas por títulos ganadores. En la Tabla 16 podemos observar como la inversión en estos títulos durante los meses de febrero a diciembre proporciona unas rentabilidades positivas y significativas del 2,2% y del 3,6% si se invierte en los 10 y 5 títulos con un mejor comportamiento en el mercado durante el año. Sin embargo, la inversión en estos títulos no proporciona por término medio una rentabilidad significativa para el mes de enero siguiente a su clasificación como ganadores.

5. EFECTO TAMAÑO

5.1. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

Hay una extensa evidencia empírica a nivel internacional que demuestra la existencia de una relación significativa entre las rentabilidades de los títulos y su capitalización bursátil, que consiste en que los títulos de las compañías de menor tamaño en la Bolsa exhiben, durante un periodo de tiempo bastante extenso, una rentabilidad más alta que los títulos de las compañías grandes.

Teóricamente, este fenómeno que describe la generación de una mayor rentabilidad en las acciones pequeñas puede ser explicado por su mayor riesgo. Sin embargo, los estudios empíricos demuestran que los resultados no varían sustancialmente a pesar de ajustar estas rentabilidades teniendo en cuenta el riesgo.

Este fenómeno, que recibe en la literatura financiera la denominación de “anomalía del tamaño” o “efecto tamaño” nos indica especialmente la existencia de un comportamiento a lo largo del tiempo bastante diferenciado entre las empresas de baja capitalización bursátil y las empresas de alta capitalización.

Estas empresas a las que denominamos “pequeñas” también tienen otras características comunes que pueden estar potenciando la existencia de este fenómeno. Dichas características son:

- Su reducido volumen de negociación, por lo que los títulos de las compañías de menor tamaño en Bolsa también son menos líquidos que el resto de títulos.
- Coinciden también con títulos que conllevan un riesgo adicional debido a que se tiene un menor conocimiento e información sobre dichas empresas.

Sin embargo, los estudios empíricos también demuestran que dicho efecto no es constante a lo largo del tiempo, observándose que varía continuamente según la serie de datos que se tome. Prueba de ello es que muchos de estos estudios encuentran periodos en que las empresas grandes producen más rentabilidad que las pequeñas y viceversa, aunque el promedio sea favorable a estas últimas.

Por otro lado, este efecto es estadísticamente significativo cuando se comparan las empresas de mayor tamaño y las empresas más pequeñas casi exclusivamente. Así como también se aprecia que este fenómeno ocurre casi en su totalidad durante el primer mes del año, siendo durante el resto de meses insignificantes las diferencias entre las rentabilidades de los títulos más grandes y más pequeños.

Blume y Friend (1973) fueron los primeros en documentar la existencia en el mercado norteamericano de mayores rentabilidades en las acciones de reducida capitalización bursátil en comparación con las de alta capitalización. Sin embargo, fue en la década de los ochenta cuando este fenómeno despertó el interés de la comunidad académica, apareciendo numerosos estudios sobre el tema. Algunos de estos primeros trabajos fueron el de Banz (1981), que estudió el comportamiento mensual de las rentabilidades bursátiles de la Bolsa de Nueva York para el periodo 1931-1975, y el de Reinganum (1981), que usó datos diarios para el periodo 1963-1977 incluyendo en su estudio todos los títulos de la AMEX y de la NYSE. Demostró que las carteras formadas por valores de sociedades con baja capitalización obtuvieron, para el periodo de análisis y en promedio, un rendimiento más elevado que las carteras formadas por sociedades de mayor tamaño. Reinganum construyó, con todos los valores de las dos Bolsas americanas, diez carteras agrupando a los valores en función de su capitalización en el mercado. Reinganum demostró que la rentabilidad obtenida por cada cartera era cada vez mayor conforme las carteras eran de menor capitalización. Ambos, Banz y Reinganum, coinciden en señalar la posibilidad de establecer estrategias de inversión en base a clasificaciones por tamaño con las que poder obtener una rentabilidad extraordinaria.

Dentro del estudio del mercado de valores norteamericano, la evidencia empírica posterior condujo principalmente a dar una más completa caracterización del fenómeno. Así podemos citar algunas investigaciones que han documentado que de todos los títulos de compañías pequeñas, los que obtienen una mayor rentabilidad son aquellos que provienen de compañías que se han convertido recientemente en pequeñas, que han tenido una reciente caída en su cotización bursátil, que no pagan dividendos o, por el contrario, que pagan unos altos dividendos, que tienen unos precios bajos o que tienen unos ratios PER bajos.

Uno de los estudios más destacables es el de Keim (1983), que descubrió que el efecto tamaño está concentrado en el mes de enero. Keim concretamente documentó que el cincuenta por ciento del efecto enero estaba concentrado en los cinco

primeros días de transacción del año. Roll (1981) también estudió el comportamiento de las rentabilidades de las acciones durante el cambio del año y añadió que los títulos de baja capitalización tenían unas rentabilidades anormalmente altas los últimos días de transacción del mes de diciembre.

Un estudio bastante completo es el de Blume y Stambaugh (1983). A partir de las rentabilidades diarias de todas las empresas cotizadas en el NYSE y en el AMEX durante el periodo 1963-1980, construyeron carteras en función del tamaño tanto dinámicas de recomposición diaria como constantes y les aplicaron una estrategia de inversión consistente en comprar y mantener a principios de año. Los resultados obtenidos con las carteras dinámicas fueron que la cartera formada por los títulos más pequeños obtenía una rentabilidad un 0,1% superior a la obtenida por la cartera con los títulos más grandes de ambos mercados. Sin embargo, manteniendo las carteras constantes el exceso de rentabilidad se reducía a la mitad. Hay que añadir que obtuvieron prácticamente las mismas conclusiones tras corregir cada cartera por su nivel de riesgo. Por último, otro aspecto muy importante que se deduce del estudio de Blume y Stambaugh es que dividiendo la serie temporal en distintas submuestras se observan resultados positivos y negativos para este fenómeno.

Keim y Stambaugh (1984) estudiaron el efecto tamaño con rentabilidades diarias y descubrieron no sólo que dicho efecto se observa también diariamente sino que es más pronunciado los viernes.

Estudios posteriores han documentado la existencia del efecto tamaño en distintas Bolsas internacionales: Brown, Keim, Kleidon y Marsh (1983) para la Bolsa australiana en el periodo 1958-1981; Reinganum y Shapiro (1987) para el mercado londinense en el periodo 1956-1980; Berges, McConnell y Schlarbaum (1984) investigaron el efecto tamaño en el mercado de valores canadiense para el periodo 1951-1980; Nakamura y Terada (1984) para el mercado japonés en el periodo 1966-1983. Otros estudios son los realizados por Hawawini y Viallet (1987) para la Bolsa de París y Herrera y Lockwood (1994) para el mercado de valores mexicano. En todos los países se demuestra la existencia de un efecto tamaño. Sin embargo, no es posible realizar una comparación más detallada debido a que el periodo analizado difiere de unos países a otros y a que utilizan metodologías distintas.

Para el mercado español podemos destacar los trabajos de Rubio (1986b, 1988 y 1991), Martínez-Abascal (1993), Marhuenda (1997) y Gómez Sala y Marhuenda (1998a y b). Sin embargo, es importante señalar la falta de unanimidad en los resultados obtenidos.

Rubio (1986b) demuestra que las pequeñas compañías obtuvieron aproximadamente un 7% de rentabilidad residual anual superior a las grandes compañías entre 1963 y 1982, después de ser ajustadas por riesgo.

Rubio (1988) analiza el efecto tamaño en el mercado de capitales español desde el punto de vista del CAPM. Entre sus conclusiones considera que únicamente las empresas pequeñas tienen una prima de riesgo acorde con lo indicado en el modelo CAPM y que por tanto existe un considerable efecto tamaño en el mercado español durante el periodo de estudio.

Rubio (1988) analiza los efectos enero y tamaño desde el punto de vista del CAPM. Entre sus conclusiones señala que enero es no sólo el mes en el que los inversores son recompensados por aceptar riesgo, sino que es también el mes en el que las firmas pequeñas superan en rentabilidad al resto del mercado. Considera también que el efecto tamaño no ha podido ser explicado ni por un premio por liquidez ni por la estrecha negociación de los títulos pequeños. Sin embargo, si que observa que la elevada liquidez de las empresas pequeñas es la mayor fuerza que se encuentra detrás del efecto enero.

Concretamente, comprueba que la relación negativa entre la rentabilidad y el tamaño es estable en todos los subperiodos analizados. La diferencia entre la cartera más pequeña y la más grande es de 0,56% por mes, aproximadamente 6,9% por año, y esta diferencia es significativa. Sin embargo, la característica más interesante es que las compañías más pequeñas ganan un significativo 3,2% más que las compañías más grandes en el mes de enero, desde 1963 a 1982. Esto significa que alrededor del 47% del efecto tamaño es producido sólo en el mes de enero. Por último, considera que estos resultados no están basados en ningún modelo teórico de equilibrio y que parece claro que el tamaño podría ser una variable *proxy* de algunos factores olvidados en la elaboración de modelos teóricos de valoración de activos.

Rubio (1991), en un trabajo más amplio en el que aborda también el fenómeno del tamaño de las empresas, afirma que, en términos de equilibrio, el CAPM no ofrece una descripción suficientemente apropiada de los rendimientos financieros. Existen tres factores adicionales que configuran la formación de precios: el tamaño, un factor estacional que incluya lo ocurrido en el mes de enero y el diferencial impositivo entre dividendos y ganancias de capital.

Martínez-Abascal (1993), sin embargo, no encontró un efecto tamaño significativo en las acciones españolas para el periodo 1941-1990. Aunque si observó que la volatilidad de las empresas pequeñas durante los últimos años es estadísticamente superior a la de las grandes.

Corzo y Martínez-Abascal (1996) analizan las anomalías en la valoración de activos en la Bolsa de Madrid para el periodo 1988-1994, entre ellos el efecto tamaño. Entre sus conclusiones manifiestan que estos efectos pueden ser considerados simplemente como una manifestación del riesgo sistemático no observable de los títulos y no un fallo del modelo CAPM.

Marhuenda (1997) y Gómez Sala y Marhuenda (1998b) observan la existencia de efecto tamaño en el mercado español de capitales utilizando tanto índices de mercado como carteras construidas en función de la capitalización bursátil de los títulos al final de cada año. Sus resultados se mantienen después de analizar el efecto de la negociación asincrónica y de analizar el efecto en el contexto del CAPM. Sin embargo, no observa para este mercado ni para el periodo analizado, 1963-1991, que el efecto tamaño se concentre en el mes de enero.

5.2. METODOLOGÍA EMPLEADA

Para el estudio del efecto tamaño en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto, han sido construidas cinco carteras distintas en función de la capitalización bursátil de cada título al final de cada año. Para ello, ha sido necesario conocer el valor total de mercado de cada una de las acciones al final de cada año de la muestra, y ordenar dichas acciones, para cada año, de mayor a menor tamaño o valor. Este *ranking* se divide en cinco partes iguales para la formación de las cinco carteras.

La primera de ellas la denominamos MV 1 y está formada por el conjunto de títulos con menor capitalización bursátil del mercado. Y así sucesivamente, hasta llegar a la quinta y última cartera, denominada MV 5, que recoge los títulos con mayor capitalización bursátil del mercado, es decir, aquellos de mayor tamaño.

En la construcción de dichas carteras debe tenerse en cuenta todas las acciones disponibles en cada momento a fin de evitar la posibilidad de que aparezcan sesgos de supervivencia.

De cada cartera se calcula su rentabilidad para los doce meses siguientes. El procedimiento descrito se repite de forma que la composición de cada grupo de tamaño se actualiza anualmente. Todas ellas son carteras dinámicas, ya que varía su composición al final de cada año en función de los cambios habidos en el tamaño de los distintos títulos del mercado, como consecuencia de las ampliaciones de capital, aunque sus características permanecen inalterables en todos los años del estudio.

Otras característica a destacar de estas carteras es, que tienen todas ellas un número aproximadamente igual de activos y que cada uno de ellos recibe el mismo peso o ponderación para formar parte de su cartera.

En lo que respecta al cálculo de la rentabilidad de las diferentes carteras, su fórmula de cálculo es muy sencilla. La rentabilidad correspondiente al mes t será obtenida de la media simple de las rentabilidades de los g títulos considerados en ese mes y para cada cartera,

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^g R_{it}}{g}$$

La variabilidad mensual de las rentabilidades medias de las carteras podría deberse a diferencias de riesgo sistemático. Por ello, comprobaremos si al crear carteras de tamaño el efecto conseguido ha sido estratificar por riesgo, además de asegurar la variabilidad en la rentabilidad.¹

El efecto tamaño es considerado una de las anomalías de valoración de activos. Supone una crítica al CAPM porque considera que la beta no es la única medida de riesgo, sino que existen otros factores, entre ellos el tamaño de los títulos. Hay estudios que analizan si el efecto tamaño sigue existiendo después de ajustar por riesgo la rentabilidad de las carteras de tamaño en el contexto del CAPM.

Para cada cartera p de tamaño se calcula,

$$R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{pt}$$

La hipótesis nula consiste en encontrar si el CAPM se cumple y en consecuencia no existen rentabilidades anormales asociadas al tamaño. Esto ocurre cuando $\hat{\alpha}_p = 0$, es decir, las rentabilidades ajustadas al riesgo no son significativamente distintas de cero. Para que exista efecto tamaño los resultados empíricos tienen que indicar que $\hat{\alpha}_p \neq 0$ para las empresas pequeñas y $\hat{\alpha}_p = 0$ para las empresas grandes.

Es importante considerar que el premio del mercado por tamaño es la diferencia entre la rentabilidad media de la cartera más pequeña y la rentabilidad media de la cartera más grande. Si dicha magnitud es significativa y positiva se puede afirmar que existe efecto tamaño, al menos en el periodo muestral considerado.

Para el contraste del CAPM aplicamos la metodología de Serie Temporal, utilizada entre otros por Black, Jensen y Scholes (1972). Decidimos no aplicar la metodología de corte transversal ya que, al tener que realizarse en dos etapas (con la previa estimación de las betas de los títulos a partir del modelo de mercado), provoca problemas econométricos de heterocedasticidad, autocorrelación y errores en las variables.² A pesar de que esta metodología también ha sido utilizada en el estudio de las anomalías de mercado, siendo la técnica más empleada la de Litzemberger y Ramaswamy (1972), pero principalmente cuando el objetivo del análisis era cuestionar la validez del CAPM como modelo de valoración de activos.

Como señalan Gómez-Bezares *et al.* (1994), mientras que con la metodología de serie temporal los resultados son muy buenos para el mercado español, la

¹ El riesgo debería decrecer a medida que el tamaño de los títulos aumenta.

² Para un desarrollo exhaustivo de esta materia ver Gómez-Bezares *et al.* (1994).

aplicación de las metodologías de corte transversal, con medias y sin medias, les proporcionan resultados poco alentadores en cuanto a la aceptación del CAPM. Este no es el enfoque que deseamos dar a este estudio sino el de dar una explicación a estos fenómenos en base al comportamiento de los inversores.

5.3. RESULTADOS OBTENIDOS

Los primeros resultados sobre la anomalía del tamaño ya han sido aportados indirectamente al realizar el estudio del efecto enero, ya que aplicábamos el estudio tanto a índices de mercado ponderados por la capitalización bursátil de los títulos como a índices no ponderados.

Sin embargo, un análisis más detallado requiere la contrastación, para cada una de las carteras de tamaño constituidas, del modelo CAPM bajo la metodología de Serie Temporal, siguiendo los criterios establecidos por Fama (1976) y contemplados por numerosos trabajos posteriores.³ Estos criterios son en primer lugar que el modelo CAPM hay que aplicarlo, utilizando datos mensuales, sobre un periodo temporal de cinco a siete años, para asegurar la estabilidad de la beta. Y, ante la utilización de un índice de mercado ponderado o no ponderado, Fama (1976) se inclina por utilizar un índice no ponderado.

En el análisis para el mercado de valores portugués aplicamos el estudio para el periodo muestral completo y utilizando un índice de mercado no ponderado en primer lugar y el índice BVL Geral en segundo lugar como índice ponderado, con el objetivo de analizar las diferencias ya que pueden ser debidas al tamaño de los títulos.

La existencia de efecto tamaño permite pensar que los resultados obtenidos de aplicar el modelo CAPM sean claramente distintos. En principio se espera obtener un alfa mayor que cero y una beta superior a uno o elevada para las empresas de menor tamaño. Por el contrario, se espera un alfa negativo y una beta más baja para las empresas más grandes.

Los resultados se presentan en la Tabla 1, utilizando primero un índice de mercado equiponderado de elaboración propia, y en la Tabla 2, utilizando un índice ponderado por la capitalización bursátil, el índice BVL Geral. Sin embargo, como podemos observar, los resultados obtenidos por ambos conjuntos de regresiones nos conducen a las mismas conclusiones si observamos el coeficiente

³ Entre los que podemos destacar, como principal estudio del CAPM para el mercado de acciones español, el trabajo realizado por Gómez-Bezares *et al.* (1994).

TABLA 1
CAPM RELATIVO AL ÍNDICE NO PONDERADO

Carteras	α	β	R^2	F stat
MV 1 (menor)	-0,0797 (-0,17)	1,0348 (14,00)*	0,7050	196,02*
MV 2	0,6325 (1,49)	1,1572 (17,31)*	0,7852	299,83*
MV 3	-0,9221 (-2,51)*	0,9665 (16,66)*	0,7720	277,77*
MV 4	-0,1290 (-0,29)	0,8901 (12,73)*	0,6641	162,14*
MV 5 (mayor)	1,5130 (2,10)*	1,0032 (8,84)*	0,4882	78,236*

Nota: * significativo al 5 %

TABLA 2
CAPM RELATIVO AL ÍNDICE PONDERADO

Carteras	α	β	R^2	F stat
MV 1 (menor)	-1,0801 (-1,58)	0,6376 (6,71)*	0,3545	45,0491*
MV 2	-0,2639 (-0,40)	0,7884 (8,75)*	0,4829	76,5834*
MV 3	-1,4163 (-2,98)*	0,7450 (11,27)*	0,6077	127,03*
MV 4	-0,3403 (-0,77)	0,7690 (12,52)*	0,6566	156,83*
MV 5 (mayor)	1,4150 (2,10)*	0,9144 (9,75)*	0,5372	95,2074*

Nota: * significativo al 5 %

alfa. En el caso del coeficiente beta, que mide el riesgo sistemático de cada cartera, si se aprecian cambios con la utilización de un índice u otro. En el caso del índice ponderado las betas crecen en el mismo sentido en el que lo hacen el tamaño de los títulos, mientras que con el índice no ponderado no se sigue ninguna progresión respecto al tamaño de los títulos. También proporcionamos la información relativa a la capacidad explicativa del modelo mediante el coeficiente R^2 y el estadístico F de Snedecor de significatividad conjunta de las variables.

Sin embargo, para la detección de efecto tamaño es exclusivamente necesario centrarse en el análisis del coeficiente alfa. Y, como podemos observar, los resultados son completamente contrarios a los esperados. Es concretamente la cartera compuesta por los títulos de mayor tamaño del mercado la que obtiene un coeficiente alfa positivo y significativo mientras que para el resto de carteras la rentabilidad obtenida independientemente de la marcha del mercado es en la mayor parte de los casos negativa y no significativa. Lo cual nos indica que en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto existe un efecto tamaño de signo contrario.

Es importante destacar, como explicación a los resultados obtenidos, que los títulos que cotizan en el Mercado de Valores de Lisboa y Porto son de muy escaso tamaño en relación a los títulos negociados en otros mercados de valores, de manera que si estuviesen integrados en un mercado de acciones de mayor tamaño, todas estas acciones que estamos estudiando podrían incluso llegar a tener la denominación de *small caps*, o al menos la mayoría de ellas.

Los inversores apuestan a principios de año por aquellos títulos que suponen tienen un mayor potencial de crecimiento. Estos títulos, para el caso del Mercado de Valores Portugués, y para los años objeto de estudio, se corresponden con aquellos de mayor capitalización bursátil.

La principal explicación que encontramos para este hecho está relacionada con el proceso de desarrollo experimentado por la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto durante estos años, en los que ha dejado de ser un mercado emergente para pasar a ser considerado un mercado desarrollado. Esto nos indica que todas las acciones, incluidas las de mayor capitalización, tienen un potencial de crecimiento muy alto.

Esto es conocido por los inversores que, en su mayoría, optan por la adquisición de estos títulos. Prueba de ello es el crecimiento de la Bolsa en los últimos años. El incremento de la inversión en títulos de renta variable se ha dejado notar principalmente en aquellos de mayor capitalización bursátil y, al mismo tiempo, aquellos más líquidos, menos arriesgados, de los que se tiene una mayor información, etc.

5.4. EXPLICACIONES APORTADAS

5.4.1. Negociación infrecuente y coste de transacción

La compra-venta de títulos de baja capitalización provoca para los inversores unos mayores costes de negociación, tanto directos como indirectos. Entre ese conjunto de costes incluimos: el *spread bid-ask* del *dealer* por proporcionar servicios de liquidez e inmediatez de negociación (entre estos costes se incluye la pérdida potencial de negociar con inversores mejor informados, que recibe la denominación de costes de agencia), la comisión del *broker* (función inversa del precio por acción, relacionado a su vez con el valor total de mercado de las acciones), el coste de análisis y supervisión de la empresa y su cotización (previsiblemente superiores para las empresas pequeñas), etc.

Aunque es difícil de cuantificar la importancia de la diferencia en los costes de transacción para las rentabilidades medias generadas por los títulos de alta y baja capitalización, si parece provocar el denominado “efecto clientela” (Fernández, 1998). Stoll y Whaley (1983) aplicaron el CAPM a rentabilidades netas de costes de transacción y observaron que la anomalía del tamaño se producía en sentido inverso, es decir, comprobaron como la rentabilidad anual neta de costes de transacción era aproximadamente un 17% superior para las empresas de mayor tamaño que para las empresas pequeñas.

Muy relacionado con esta forma de comprender el fenómeno, James y Edmister (1983) y Amihud y Mendelson (1986) consideraron que el efecto tamaño podría ser debido a un premio por iliquidez. Esto quiere decir que los inversores exigen una compensación por la iliquidez que soportan, siendo ésta una respuesta racional de los inversores en un mercado eficiente ante la existencia de un mayor *spread bid-ask* y de unos mayores costes de transacción en determinados títulos.

Por otro lado, el hecho de que los títulos de baja capitalización sean en su mayoría títulos de negociación infrecuente o asincrónica puede causar problemas al estimar tanto la rentabilidad como el riesgo asociado a dichos títulos. Pudiendo ser ésta la causa que provoque de forma artificial la anomalía del tamaño en los mercados de valores. Este argumento se debe a Roll (1983) y Blume y Stambaugh (1983). Roll (1983) demostró que las estimaciones de la rentabilidad de carteras formadas por títulos de reducido tamaño son sensibles al método de cálculo empleado, debido a la correlación serial causada por la negociación asincrónica. Blume y Stambaugh (1983) argumentan que el origen está en el “efecto *bid-ask*”, con el que se denomina a la desviación existente entre el precio de cierre de un título y su verdadero valor, lo que se debe a que las posiciones de oferta y demanda pueden estar alejadas y no se realizan transacciones, que tiene una especial relevancia en las carteras de pequeñas empresas, que son a menudo poco negociadas.

Esto nos indica que las rentabilidades medias, principalmente de las carteras formadas en su mayor parte por títulos de baja capitalización, están mal calculadas. En concreto, las rentabilidades generadas en periodos cortos estarán sesgadas al alza siempre que los datos utilizados para estos análisis correspondan a los precios de cierre de cada título a partir de los que se calculan las rentabilidades diarias (Fernández, 1998). La escasa frecuencia de negociación puede provocar también que las betas de mercado de los títulos de baja capitalización estén infraestimadas (Roll, 1981). La varianza de la rentabilidad del mercado es estimada con un sesgo a la baja, debido a que la covarianza entre la rentabilidad del título y el mercado se estima únicamente en función de la asociación contemporánea entre ambas y no tiene en cuenta los retardos o adelantos (Fernández, 1998).

No obstante, también hay que tener en cuenta trabajos empíricos contrarios a esta explicación. Uno de ellos es el de Rubio (1988), comentado anteriormente, que indica cómo la negociación infrecuente no es la causante del efecto tamaño, al menos para el caso español.

Por otro lado, coincidimos con Martínez-Abascal (1993) en considerar que el efecto tamaño es interesante únicamente desde el punto de vista de la inversión a medio y largo plazo, por la mayor rentabilidad que podrían proporcionar las carteras formadas por títulos de escasa capitalización bursátil. En este sentido, los datos a utilizar para el estudio de este fenómeno deberían ser mensuales o incluso anuales. Sin embargo, un considerable número de estudios utiliza rentabilidades diarias. Esto tendría más sentido si el objetivo de estudio fuese encontrar ineficiencias en los mercados que permitieran realizar estrategias de arbitraje diario. Por ejemplo, como señala Martínez-Abascal, “si en promedio la rentabilidad diaria de las acciones pequeñas es mayor que la de las grandes, compensaría comprar las pequeñas y vender a crédito las grandes. Sin embargo, los posibles resultados de esta estrategia se anularían por los elevados costes de transacción que supone esta estrategia diaria”.

Stoll y Whaley (1987) ya habían observado que la magnitud de las rentabilidades anormales depende de la duración del horizonte temporal de inversión. De este modo comprueban, y con no demasiado acierto para el efecto tamaño, que para un horizonte temporal de un mes la rentabilidad anormal media para los títulos pequeños era significativamente negativa. Sin embargo, para horizontes de inversión de 3 a 12 meses las rentabilidades anormales no eran significativas. Posteriormente, Aitken y Ferris (1991) obtienen resultados similares para el mercado de valores australiano.

5.4.2. Causas informativas

La información es considerada una de las principales razones que mueven a los inversores a negociar en los mercados financieros. Esas transacciones relacionadas

con la información tienen su origen en un cambio en las expectativas del inversor como consecuencia de la aparición o la ausencia de noticias en un momento determinado (Fernández, 1998). Los títulos de baja capitalización bursátil se corresponden en su mayor parte con títulos de empresas pequeñas de las que el mercado y los inversores poseen menor información. Este hecho provoca por un lado que tengan una menor frecuencia de negociación, ya que sin nuevas noticias las expectativas de los inversores suelen ser las mismas, y por otro lado, que se tenga un escaso conocimiento de las mismas para llevar a cabo una estrategia de inversión. Esta escasa o ausencia de información es considerada también como una posible causa de la anomalía del tamaño.

Banz (1981) fue el primero en considerar la presencia de información diferencial como posible causa de la anomalía del tamaño. Consideró la posibilidad de que la información generada por una empresa esté relacionada con su tamaño. Por este motivo, los inversores no estarían dispuestos a mantener acciones de empresas muy pequeñas, ya que poseen escaso conocimiento sobre ellas. Por último, defiende que la menor información sobre empresas pequeñas conduce a una limitada diversificación y, de este modo, a una rentabilidad ajustada al riesgo mayor para aquellas acciones menos atractivas pero al mismo tiempo negociadas por un reducido conjunto de inversores.

Posteriormente, Barry y Brown (1984) señalan como causa del efecto tamaño que aquellos títulos sobre los que existe relativamente poca información, los correspondientes en su mayor parte a empresas pequeñas, se consideran más arriesgados que aquellos sobre los que se posee más información. De este modo, consideran que la falta de información es una fuente de riesgo no diversificable. Su argumento se sustenta sobre el hecho de que en una situación normal se espera que los inversores adversos al riesgo inviertan más en los títulos que disponen de más información, por tanto, los grandes grupos de negociadores invertirán, bien en un activo sin riesgo, bien en un pequeño subconjunto de títulos de los que poseen información. A la misma conclusión llega Demsetz (1986). A menudo, reducido tamaño va unido a mayor riesgo específico, puesto que las grandes empresas es más fácil que consigan una estructura, tanto económica como financiera, que se traduzca en una menor variabilidad de los resultados, siendo probable que la propiedad esté concentrada en empresas que presentan mayor riesgo específico. El razonamiento para ello es que a mayor porcentaje de acciones poseído, mayor es el poder para obtener representación en el Consejo y ejercer influencia sobre el equipo directivo. Este poder y, el contacto continuado con los asuntos de la empresa que ello implica, da acceso a la información privilegiada de la que se intentarán aprovechar.

Según Arbel (1985), el efecto tamaño viene explicado en gran medida por el “efecto empresa desatendida”. Con esta denominación identifica el fenómeno por el cual los títulos de determinadas empresas no se ajustan a los requisitos de

inversión de las instituciones financieras y, al ser ignorados por éstas, provoca que la cobertera por parte de los analistas sea mínima. El hecho de que el número de analistas que siguen un título sea reducido conduce a la obtención de una información de relativa baja calidad.

Por otro lado, Shefrin y Statman (1985) consideran que la anomalía de tamaño es provocada por un “efecto responsabilidad”. Esto quiere decir que la inversión en acciones de “baja calidad” conlleva un mayor grado de responsabilidad personal que la inversión en acciones “de más confianza”. Por ello, las acciones “peor consideradas” deberían proporcionar rentabilidades esperadas más altas que aquellas “con mejor reputación”. Reinganum y Kiholm (1983) llegan a conclusiones similares. Según estos autores, el efecto tamaño no puede ser atribuible a características tales como la negociación infrecuente, la probabilidad de quiebra, o la medida en que la admisión a cotización de un título esté relacionada a su tamaño. Sino que es debido a que, después de ajustar el riesgo, los inversores valoran más los beneficios de las empresas grandes que los de las pequeñas, por lo que exigen una mayor rentabilidad a las acciones de las empresas pequeñas, lo que se traduce en costes de capital significativamente mayores para ellas. Estos autores descartan que los resultados sean atribuibles a factores tales como la negociación infrecuente, la probabilidad de quiebra, o la medida en que la admisión a cotización de un título esté relacionada a su tamaño.

También existe evidencia de que las carteras de los inversores institucionales tienen una gran concentración de títulos de grandes empresas (Levis, 1988). El efecto de las estrategias de inversión institucional sobre las cotizaciones de los títulos ha provocado una considerable atención tanto de los académicos como de los reguladores, pero aún continua siendo una cuestión controvertida. La evidencia reciente sobre el efecto de la pequeña empresa proporciona una dimensión adicional y ampliamente inexplorada respecto al papel jugado por los inversores institucionales en la fijación del precio de las acciones. Dada la bien documentada preferencia de éstos por las mayores empresas, es concebible que el premio por pequeño tamaño, observado en los principales mercados de valores, esté directamente asociado con el patrón de negociación institucional. En concreto, la controversia que rodea al comportamiento de los inversores institucionales ha evolucionado hacia dos aspectos interrelacionados. El primero analiza si tienen alguna capacidad para predecir o influenciar los próximos cambios de precios o si están influenciados por los movimientos de las cotizaciones. El segundo, si la actividad institucional estabiliza o por el contrario induce a la inestabilidad en el mercado. Los resultados de Levis (1988) indican que la actividad de los inversores institucionales es la responsable principal del comportamiento de las grandes empresas en el mercado aunque, no obstante, esperan alguna señal del mercado antes de llevar a cabo por sí mismos cualquier tipo de cambio en el patrón de

transacciones de las acciones ordinarias. Respecto al segundo aspecto, no se encuentra evidencia acerca de que se cumpla la hipótesis de estabilización.

Antes de finalizar este apartado, es interesante realizar un comentario en relación con la implicación de la negociación de los *insiders* en el efecto tamaño. Seyhun (1986), en su estudio sobre el comportamiento de los *insiders* en el mercado de valores norteamericano, muestra que estos inversores con información privilegiada obtienen beneficios extraordinarios negociando con las propias acciones de sus compañías, comprando antes de que el precio suba y vendiendo antes de que el precio baje. Por lo que se considera que los inversores informados pueden predecir mejor los cambios anormales en los precios futuros. Adicionalmente, Seyhun observa como los *insiders* de las empresas pequeñas imponen costes sustancialmente mayores al resto de inversores que en las grandes empresas, es decir, la ganancia de los *insiders* es mayor para las pequeñas empresas que para las grandes, lo que parece indicar que los de las pequeñas pueden aprovecharse de una información más valiosa, seguramente porque en estas pequeñas empresas existen pocos *insiders* y con una “amplia” información, frente a la mayor cantidad de *insiders* en la gran empresa, pero cada uno de ellos con información cualitativamente menos valiosa. De este modo, comprueba que el resto de inversores, entre los que se encuentran los propios creadores de mercado, deben soportar el denominado coste de asimetría informativa (que constituye el riesgo de pérdidas potenciales por negociar con inversores mejor informados). Esto provoca que el *spread bid-ask* para las empresas de baja capitalización sea mayor. Lo cual conduce a que la rentabilidad requerida a estos títulos sea mayor.

Muy relacionado con el argumento de Seyhun se encuentran las conclusiones aportadas por Reburn (1994), según el cual, existen mayores rentabilidades en el momento en que se producen anuncios en las pequeñas y medianas empresas cuando existen propietarios con grandes paquetes accionariales, porque éstos poseen una gran ventaja informacional respecto al resto de inversores externos. Además, cuando la cantidad de información pública sobre una empresa aumenta, las rentabilidades anormales asociadas con la publicidad de lo realizado por los *insiders* disminuye. La evidencia de Reburn indica que la disponibilidad de información es función del tamaño de la empresa y, afirma que el coste marginal de recoger información decrece cuando el tamaño de la empresa aumenta. Por tanto, es probable que la búsqueda de información esté concentrada más en grandes empresas desde que el saldo potencial de obtener resultados es mayor en éstas.

5.4.3. Dificultades asociadas al modelo CAPM

Los primeros estudios sobre el efecto tamaño (Banz, 1981; Reinganum, 1981) coincidían en señalar la persistencia de esta anomalía, apareciendo de este modo la

posibilidad de que sea el modelo CAPM el que esté mal definido o especificado. Consideran que un modelo alternativo, que capture explícitamente el efecto tamaño, describirá mejor el intercambio de equilibrio entre rendimiento y riesgo de los activos. Reinganum (1981) utiliza el modelo de valoración por arbitraje para intentar explicar la anomalía del tamaño. Sin embargo, sus resultados indican que dicho modelo no soluciona las anomalías empíricas que surgen con el CAPM. De este modo, concluye que no hay razones suficientes para sustituir el modelo CAPM por otro más complicado si este último no proporciona información adicional.

Chen (1983), por el contrario, es de los primeros en señalar que la mayor parte del efecto tamaño puede ser recogido por factores adicionales de riesgo en el contexto del APT. Considera que los títulos de reducido tamaño son más arriesgados en términos de ciertos factores comunes en la economía y, en consecuencia, tienen mayores rentabilidades medias a lo largo del tiempo. Por ello, para entender mejor el riesgo que afecta a los títulos de amplia o reducida capitalización, se debe identificar la relación entre los factores comunes extraídos de la matriz de covarianzas de rentabilidades de los títulos y la macroeconomía. En cuanto al premio por el riesgo, Chen (1983) considera que parece ser función del ciclo económico. La razón económica que relaciona el cambiante premio de riesgo con el efecto tamaño es que durante las expansiones y contracciones económicas, tanto el premio por el riesgo agregado como los flujos de caja de muchas empresas fluctúan, pero las pequeñas fluctúan más intensamente con el ciclo económico y, por tanto, tienen mayor exposición al riesgo y al cambiante premio por el riesgo.

Chan, Chen y Hsieh (1985) que aportan, utilizando el APT, resultados acordes con los argumentos de Chen (1983), ya que encuentran una diferencia de rentabilidad muy reducida entre los títulos correspondientes a grandes y pequeñas empresas, desapareciendo incluso el beneficio ajustado por riesgo si se tienen en cuenta los costes de transacción.

La posible explicación que encuentran posteriormente Chan y Chen (1991) en este sentido es que los títulos de reducido tamaño suelen corresponderse con empresas que han atravesado por periodos de crisis, lo que hace que tengan una peor estructura financiera y un menor crecimiento, lo que en definitiva provoca que sean más sensibles ante los acontecimientos económicos, sobre todo los negativos. Para realizar el contraste estudian los casos de empresas que han tenido una reducción importante en el dividendo, así como aquellas con alto grado de endeudamiento y encuentran que, al menos por estos motivos, las pequeñas empresas tienden a ser más arriesgadas que las grandes. Además indican que el riesgo de las empresas más pequeñas no es probable que sea recogido por un índice de mercado, ya que al estar éstos ponderados según la capitalización suelen estar altamente sesgados hacia los títulos de mayor tamaño.

Sin embargo, los estudios que más han impulsado esta explicación han sido los de Fama y French (1992, 1993, 1996) que, como hemos comentado extensamente, rechazan el modelo de valoración de activos y proponen un modelo de tres factores con el que no se detectan la mayor parte de las anomalías. El modelo indica que el rendimiento esperado de una cartera, una vez descontada la tasa libre de riesgo, es función de tres factores: el rendimiento de la cartera de mercado, la diferencia entre el rendimiento de una cartera de acciones de empresas pequeñas y otra de grandes y la diferencia entre el rendimiento de una cartera con acciones de alto ratio valor en libros / valor de mercado y otra cartera con este ratio bajo.

A pesar de la importancia de las afirmaciones de Fama y French, nuestra opinión es contraria a esta explicación. Tal y como señalaba Reinganum (1981) mientras no exista una alternativa que consiga batir al clásico modelo de valoración de activos financieros de una manera definitiva, éste seguirá manteniendo su validez, aprovechando que a pesar de ser un modelo sencillo explica tanto como los más complicados. Básicamente apoyamos este razonamiento en que el fenómeno tamaño no es tan persistente como los primeros contrastes afirmaban. Es un efecto que se observa por término medio. Incluso, en la mayoría de los contrastes que proponen un modelo alternativo al CAPM los resultados recogen adecuadamente el comportamiento de la rentabilidad de los títulos durante un cierto periodo de tiempo, pero normalmente muestran deficiencias cuando se trata de contrastar una serie temporal distinta a la experimentada por sus autores. Por tanto, no estamos de acuerdo en considerar este fenómeno como elemento a incluir en un modelo de valoración de activos.

Consideramos que estas anomalías no deben conducir en ningún caso a cuestionar la validez del CAPM o a generar la necesidad de un nuevo modelo de valoración de activos. La razón fundamental que aportamos es que, como muestra la evidencia empírica, no son fenómenos estables a lo largo del tiempo sino que se producen por término medio, es decir, que se observarán en algunas ocasiones y en otras no, predominando las veces en las que se produce. Por tanto, hay que tenerlo en cuenta pero nunca deberá formar parte de un modelo de valoración porque no es un fenómeno constante. Es por ello que lo importante es analizar qué es lo que provoca este fenómeno, qué estrategias de inversión son aplicables, etc.

Con referencia final al efecto tamaño y sus posibles causas explicativas, no podemos descartar que la causa sea múltiple, es decir, que el pretender justificar con un único motivo el efecto tenga un pobre resultado, mientras que la solución pueda estar en que se combinen varias o todas las hipótesis anteriormente expuestas.

5.5. ASOCIACIÓN ENTRE LOS EFECTOS ENERO Y TAMAÑO

Son muy abundantes los trabajos que documentan la existencia de una estrecha relación entre los efectos enero y tamaño. Entre ellos debemos destacar los realizados por Keim (1983), Ritter y Chopra (1989) y Bhardwaj y Brooks (1992), todos ellos en el mercado de valores norteamericano, para diferentes periodos muestrales, de los que ya hemos hecho mención anteriormente.

Sin embargo, el aspecto más importante que deseamos destacar de la interacción existente entre estas dos anomalías no es la extensa evidencia empírica encontrada para otros mercados sino el hecho de que es posible aportar una explicación conjunta para ambos fenómenos.

Son muchos los autores que consideran que la hipótesis de pérdidas fiscales explica parte de las rentabilidades anormalmente elevadas, durante el mes de enero, de los títulos de baja capitalización. Entre ellos se encuentran Reinganum (1983) y Brown *et al.* (1983). Este argumento se basa en la asunción de que los inversores esperan hasta el final del año fiscal para vender sus acciones perdedoras. Entonces, la fuerte presión vendedora que existe durante ese periodo hará bajar el precio de los títulos de baja capitalización. Una vez finalizado el año fiscal, la presión sobre los precios desaparece, los cuales vuelven a subir hasta alcanzarlos niveles de equilibrio. Siendo este uno de los principales motivos por los que los títulos de reducido tamaño presentan altas rentabilidades al principio del nuevo año fiscal.

Es destacable también el argumento aportado por Fernández (1998), según el cual, las empresas de baja capitalización bursátil son con mucha probabilidad las principales “candidatas” a ser vendidas por razones impositivas, ya que son aquellas que presentan una mayor volatilidad y tienen mayores probabilidades de que se produzcan declives en sus precios.

Otra posible causa explicativa de ambos fenómenos es la hipótesis de maquillaje de carteras que consiste en que los gestores de fondos cambian la composición de sus carteras a final de año y para dar buena imagen suelen mostrar principalmente títulos de alta capitalización, considerados menos arriesgados que aquellos de reducida capitalización. En particular, los inversores institucionales venden sus participaciones en pequeñas empresas y compran *blue chips*, haciendo caer el precio de las primeras y elevando el de los últimos. Una vez pasado el cambio de año, fecha como referencia para hacer pública la composición de las carteras, vuelven a comprar las acciones de empresas pequeñas, elevándose así su precio y apareciendo el efecto enero principalmente en esta clase de títulos.

Nuestro objetivo es profundizar en todos estos aspectos en el contexto de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto. La amplia evidencia empírica existente para

TABLA 3
 RENTABILIDADES DE LAS CARTERAS FORMADAS EN FUNCIÓN DE
 LA CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL DE LOS TÍTULOS

	MV 1 (menor)	MV 2	MV 3	MV 4	MV 5 (mayor)
Enero	6,9499 (2,82)*	6,6087 (2,31)*	7,2814 (2,97)*	6,1646 (2,62)*	8,7805 (2,83)*
Febrero	4,2073 (1,70)**	4,0936 (1,43)	3,5543 (1,45)	3,9580 (1,68)**	5,7969 (1,87)**
Marzo	5,9774 (2,42)*	1,5869 (0,55)	0,6947 (0,28)	3,9458 (1,68)**	1,7070 (0,55)
Abril	-1,2434 (-0,50)	0,8813 (0,30)	-0,5092 (-0,20)	1,5849 (0,67)	13,0831 (4,22)*
Mayo	1,1869 (0,48)	2,5414 (0,88)	1,6166 (0,66)	2,9367 (1,25)	5,2892 (1,70)*
Junio	-1,4675 (-0,59)	0,7912 (0,27)	0,3372 (0,13)	2,0756 (0,88)	0,0238 (0,07)
Julio	2,7451 (1,11)	4,0627 (1,42)	2,7981 (1,14)	4,0871 (1,74)**	3,6788 (1,18)
Agosto	3,3407 (1,35)	4,9261 (1,72)**	2,4605 (1,00)	1,6021 (0,68)	1,1759 (0,37)
Septiembre	-0,2596 (-0,10)	-1,4879 (-0,52)	-1,3212 (-0,54)	-2,0642 (-0,88)	-1,9737 (-0,63)
Octubre	1,4131 (0,57)	1,5266 (0,53)	0,0294 (0,01)	2,5964 (1,10)	4,0199 (1,29)
Noviembre	0,3778 (0,15)	1,5335 (0,53)	-0,1369 (-0,05)	0,3978 (0,16)	2,4584 (0,79)
Diciembre	0,8807 (0,33)	2,0733 (0,67)	0,4291 (0,16)	2,4176 (0,95)	0,1216 (0,03)

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

otros mercados, especialmente el norteamericano, nos impide analizar el efecto enero sin tener en cuenta el comportamiento de las acciones en función de su nivel de capitalización bursátil, y así es como lo hemos querido plasmar en el desarrollo teórico de esta Tesis. Así como el hecho de que la asociación entre ambas anomalías es tan fuerte que es posible explicarlas conjuntamente con los mismos argumentos que los propuestos en un principio para el efecto enero, en base especialmente al comportamiento de los inversores individuales e institucionales. Es ese, por tanto, el enfoque que le hemos querido dar al análisis empírico para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto que desarrollamos a continuación.

5.5.1. Investigación empírica

Para examinar la relación entre los efectos enero y tamaño utilizamos las cinco carteras construidas de acuerdo con el valor de mercado de las acciones, de las que se ha calculado la rentabilidad media en cada mes del año. En primer lugar, para detectar si algún mes, o meses, tienen una distribución diferente a la del resto, se realiza un análisis de estacionalidad.

Los resultados esperados, para dar muestras de la existencia de efecto tamaño, serían aquellos que demostrasen que las acciones de menor capitalización obtienen rendimientos medios superiores tanto en enero como considerando todos los meses del periodo muestral.

En la Tabla 3 se aprecia como los resultados obtenidos para las series de rentabilidades mensuales dan muestra de la marcada diferencia existente entre la rentabilidad media obtenida por cada una de las carteras en enero y durante el resto de meses del año. Aunque también se aprecia cómo esta diferencia es de mayor magnitud para la cartera MV 5 constituida por los títulos de mayor tamaño del mercado. Mientras, la rentabilidad media correspondiente al mes de diciembre no es para ninguna de las carteras significativamente distinta de cero.

Hay que destacar también como entre todas las carteras, la cartera MV 5, que contiene los títulos de mayor tamaño del mercado, obtiene una significativa rentabilidad media en los meses de febrero y abril. En cuanto a la excesiva rentabilidad obtenida por este conjunto de títulos en el mes de abril, hay que destacar que puede ser debido a los dividendos otorgados por este conjunto de empresas principalmente durante esta fecha del año. En cuanto a la significativa rentabilidad del mes de febrero, también se observa en las carteras MV 1 y MV 4, lo cual nos hace pensar que la tendencia alcista que tiene el mercado al comienzo del año se prolonga hasta el mes de febrero como consecuencia del auge vivido por la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto durante los años objeto de estudio y es independiente del tamaño de los títulos que en ella cotizan.

Los contrastes de hipótesis de estacionalidad mensual, efecto enero y efecto cambio del año, cuyos resultados relativos al estadístico χ^2 de Pearson aparecen en la Tabla 4, nos muestran claramente que es la cartera MV 5 la única que obtiene unos resultados favorables para todos los contrastes efectuados. Por tanto, no podemos rechazar la existencia de estacionalidad mensual, efecto enero y efecto cambio de año para los títulos de mayor capitalización bursátil. En cuanto a los títulos de menor tamaño del mercado únicamente se obtiene evidencia de la existencia de efecto enero y cambio de año.

TABLA 4
CONTRASTES DE HIPÓTESIS

	MV 1 (menor)	MV 2	MV 3	MV 4	MV 5 (mayor)
Estacionalidad mensual	13,1704	6,3713	10,0406	8,6236	19,7597*
Efecto enero	4,3842*	2,3326	6,2236*	2,6958	2,9563**
Enero vs diciembre	2,8022**	1,1629	3,6230**	1,1779	3,6095**

Nota: *significativo al 5% y ** significativo al 10%

En definitiva, estos primeros resultados vienen a confirmar los obtenidos anteriormente, al realizar el análisis por separado de las anomalías enero y tamaño. No sólo el efecto significativo de una alta rentabilidad media en el mes de enero en relación al resto de meses no se concentra en las empresas de menor tamaño, como ocurre en la mayoría de los mercados de valores, sino que el resultado obtenido es el contrario al esperado. El incremento de la rentabilidad que se produce por término medio durante el mes de enero es mucho mayor en las empresas de mayor tamaño bursátil.

6. EFECTO SOBRRERREACCIÓN

6.1. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

El efecto sobrerreacción se basa en el comportamiento irracional de los inversores caracterizado por la tendencia a asignar un peso excesivo a la información reciente y muy poco peso a la pasada. Esta ponderación excesiva de los inversores a la información reciente puede provocar que los precios de los títulos se desvíen temporalmente de sus valores fundamentales como consecuencia tanto de un optimismo como de un pesimismo excesivo, siendo este comportamiento un potencial incumplimiento de la hipótesis de eficiencia.¹

Este fenómeno, es debido al hecho de que una tendencia alcista en la cotización de una empresa provoca la expectativa en los inversores de mantener esa misma tendencia en el futuro, conduciendo a una sobrevaloración de dicho título. Sin embargo, el incremento de los resultados obtenidos invirtiendo en dichos activos, denominados comúnmente *growth stocks*, tienden a revertir a la media, provocando la oportuna corrección en la valoración del activo. Justo lo contrario es lo que cabe esperar con aquellas empresas que tienen una tendencia bajista en su cotización. Estos títulos son valorados por los inversores por debajo de las expectativas reales, pensando que su situación se va a mantener en el futuro. Sin embargo, la evidencia empírica previa demuestra como los resultados obtenidos como consecuencia de la inversión en estos activos, denominados *value stocks*, serán positivos como consecuencia de la cotización al alza de su valor de mercado.

¹ Esta interpretación del comportamiento irracional de los inversores está basada en los estudios realizados por Kahneman y Teversky (1982) dentro del ámbito de la psicología cognitiva.

Mientras que el concepto de sobrereacción del mercado es conocido desde hace mucho tiempo, su descripción y examen son relativamente recientes. Uno de los estudios más influyentes en este sentido es el de De Bondt y Thaler (1985) que muestra cambios de sentido en la rentabilidad económicamente significativos en intervalos largos de tiempo. Concretamente, los títulos con la rentabilidad más baja, *value stocks* o perdedores, en el periodo previo de 3 o 5 años superan en el periodo siguiente de 3 o 5 años a los que obtienen la rentabilidad más alta, *growth stocks* o ganadores, en el periodo previo. De aquí se deduce una estrategia de inversión, denominada “estrategia contraria”, que permite obtener un rendimiento extraordinario consistente en formar una cartera de arbitraje tomando una posición larga en perdedores y corta en ganadores cuya rentabilidad en el periodo siguiente es positiva y significativa. Aplican la estrategia contraria utilizando las acciones cotizadas en la Bolsa de Nueva York entre 1926 y 1982 y comprueban que, en promedio, 36 meses después de la formación de las carteras, la selección de los valores que más bajaban obtenían un 25% más de rentabilidad que la selección de los valores que más subían, a pesar de que estos últimos tenían un mayor riesgo.

De Bondt y Thaler (1985) muestran una estrecha relación con los efectos tamaño y enero, que conjuntamente sostienen que los títulos de baja capitalización experimentan un mayor crecimiento con el cambio de año. Estos resultados, corroborados por los obtenidos posteriormente en 1987, indican que de forma persistente en el tiempo, los títulos perdedores consiguen excepcionalmente una alta rentabilidad en enero, mientras que los títulos ganadores no. Sin embargo, concluyen que no pueden aportar ninguna explicación a dicho comportamiento estacional del exceso de rentabilidad.²

Siguiendo la misma línea de los estudios precedentes, Chan (1988) comprueba como un descenso en las cotizaciones conduce a un aumento en los ratios de endeudamiento y riesgo, medidos con las betas del modelo CAPM. Y, por el contrario, un aumento en las cotizaciones conduce a un descenso en los ratios de endeudamiento y riesgo.

Por otro lado, Zarowin (1990) llega a la conclusión de que el efecto sobrereacción es consecuencia de la existencia de los efectos enero y tamaño. Indica que la tendencia de los títulos perdedores a superar a los ganadores es debida a que los títulos perdedores suelen representar la cotización de empresas de menor tamaño que los ganadores. Y señala que, cuando el mismo análisis se realiza comparando títulos de igual tamaño, desaparecen las discrepancias de rentabilidad, excepto en el mes de enero.

² Este estudio tiene importantes implicaciones para los *event studies* o estudios de sucesos, ya que emplea rentabilidades acumuladas para analizar el impacto en el mercado a la información sobre un determinado acontecimiento.

Conrad y Kaul (1993) utilizan otra medida de las rentabilidades acumuladas pasadas de los títulos, distinta a la de De Bondt y Thaler (1985 y 1987) y muestran cómo todas las rentabilidades a largo plazo, exceptuando las del mes de enero, obtenidas con la estrategia contraria, han sido eliminadas. Y consideran que la rentabilidad obtenida realmente por una cartera de arbitraje es debida exclusivamente a las rentabilidades generadas en el mes de enero, las cuales no tienen relación directa con el comportamiento pasado de los títulos. Por tanto, consideran que no hay muestra de la existencia de efecto sobre-reacción.

Lakonishok, Shleifer y Vishny (1994) extienden el concepto de estrategia contraria al de *value strategies*, considerando la adquisición de activos que tienen un bajo precio relativo a las ganancias, dividendos, precios históricos, valor en libros u otras medidas de valor. Mientras existe cierto acuerdo en que las *value strategies* han producido rentabilidades superiores, la interpretación de por qué eso ha ocurrido es más controvertida.³ Las dos explicaciones que aportan son que dicha estrategia explota los errores de la actuación mimética de los inversores y la rentabilidad superior de dicha estrategia es debida a una mayor exposición de los inversores ante el riesgo.

Shanken y Smith (1996) comprueban que se produce tanto sobre-reacción como infrarreacción en el mercado norteamericano, dependiendo del horizonte temporal analizado.

Destacamos principalmente el trabajo de Fama (1998), en el que se afirma que la “aparente” sobre-reacción de los precios a la nueva información es tan común como su posterior infrarreacción, por lo que la hipótesis de eficiencia sobrevive ante la constante documentación de este tipo de anomalía. Además, concluye señalando que dicha anomalía tiende a desaparecer cuando se producen razonables cambios en la metodología empleada para su estudio.

Dentro de los últimos estudios que abarcan el análisis de la estrategia contraria es el realizado por Mun, Kish y Vasconcellos (2001), quienes comprueban, tras un cambio en la metodología de estudio, que la reversión en los precios es más débil que la detectada en un principio.

Gregory, Harris y Michou (2001) realizan el estudio para el Reino Unido, en el periodo comprendido entre enero de 1975 y diciembre de 1998. Analizan el comportamiento en el mercado londinense de las *value strategies* (aquellas que invierten en activos que tienen un precio bajo relativo a varias medidas de sus

3 Sin embargo, esta extensión de la estrategia contraria está íntimamente relacionada con el estudio de los efectos PER y *book-to-market* que no son el objeto de esta parte de la investigación, es por ello que no seguimos este camino en nuestro análisis para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

valores fundamentales) y concluyen que las *value stocks* han generado de hecho una mayor rentabilidad en dicho mercado, y que el pasado y futuro performance de las *value stocks* es consistente con la estrategia contraria.

A estos resultados ya señalados hay que añadir la evidencia encontrada en otros mercados. Así, podemos señalar los trabajos de Power *et al.* (1991) y Campbell y Limmack (1997) para la Bolsa de Valores de Londres y Alonso y Rubio (1990) para el mercado español. Y entre los estudios que evidencian la existencia de efecto sobre-reacción en otros mercados financieros destacamos los de Stein (1989), para el mercado de opciones americano, y Mao *et al.* (1989), para el mercado de futuros sobre bonos del tesoro.

Sin embargo, también existen estudios que evidencian resultados totalmente contrarios. Entre ellos están los trabajos de Kryzanowski y Zhang (1992), para el mercado canadiense, y Jegadeesh y Titman (1993), para el mercado norteamericano, que comprueban que los títulos ganadores siguen siendo ganadores y los perdedores siguen siendo perdedores. En el mercado español de capitales, los resultados observados por Forner y Marhuenda (2001) muestran también que, en contra de la evidencia previa, no se aprecia la existencia de efecto sobre-reacción.

Hay que dedicar un espacio conjunto a la infrarreacción y sobre-reacción porque están íntimamente relacionados. La evidencia hallada por Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1996) de infrarreacción en horizontes intermedios sugiere que un activo con una rentabilidad media pasada discreta experimentará seguidamente una rentabilidad también reducida. Se podría también argumentar que, en cambio, dichos activos pueden experimentar en un periodo temporal posterior una sobre-reacción y por tanto alcanzar rentabilidades más altas. No existiendo por tanto contradicción entre ambos fenómenos de infrarreacción inicial y sobre-reacción posterior en los títulos. Entre otros, son principalmente Chan *et al.* (1996) quienes defienden la compatibilidad entre ambas hipótesis, ya que consideran que ambas son consecuencia de la tendencia del mercado a depender de las tendencias pasadas. En este caso, y para un horizonte temporal intermedio, la estrategia de inversión aconsejable es la denominada comúnmente estrategia *momentum*.

De este modo, Hong y Stein (1999) analizan conjuntamente el fenómeno de la infrarreacción y la sobre-reacción en los títulos. Jegadeesh y Titman (2001) no sólo analizan la estrategia *momentum*, tienen en cuenta también un periodo posterior a la formación de las carteras de más largo plazo y observan la sobre-reacción de los títulos. No obstante, también señalamos como Fama (1998) es más crítico ante la evidencia hallada en relación a estos dos fenómenos.

6.2. METODOLOGÍA EMPLEADA

Con este análisis se pretende evidenciar si el mercado portugués sobre-reacciona, en otras palabras, si penaliza en exceso a las acciones que más bajan o, por el contrario, favorece en exceso a aquellas que más suben. Si esto es así, se podría construir una estrategia sencilla que superara la rentabilidad del mercado, comprar las acciones que más han bajado esperando que suban y vender aquellas que más han subido, esperando que bajen. Es nuestro objetivo también comprobar el resultado promedio que cabría esperar llevando a cabo una estrategia contraria.

Como primer paso en la contrastación empírica de este fenómeno procedemos a la formación de las carteras ganadoras y perdedoras. Para ello asumimos la metodología empleada inicialmente por DeBondt y Thaler (1985) y seguida por numerosos estudios posteriores. Por tanto, suponemos que la rentabilidad anormal generada mensualmente por los títulos responde al siguiente proceso,

$$U_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

donde R_{it} es la rentabilidad del título i en el mes t y R_{mt} la rentabilidad de la cartera de mercado en el mes t , calculada realizando la media aritmética simple de las rentabilidades de los títulos individuales cotizados en el mercado durante ese mes.

De este modo, es calculada la rentabilidad anormal acumulada de cada título i entre el mes $t=-k$ y el mes $t=0$ a partir de la siguiente expresión,

$$CU_{i0} = \sum_{t=-k}^0 U_{it}$$

Utilizando para ello el horizonte temporal de $K=36$ y 60 meses, como en estudios precedentes. Para recoger la rentabilidad anormal acumulada en los tres y cinco años previos respectivamente. No obstante, hay que señalar que dicho cálculo se efectúa exclusivamente para aquellos títulos que disponen de su serie completa de rentabilidades durante el periodo $(-k,0)$ y en al menos un mes del periodo $(+1,+k)$.

El siguiente paso en la formación de las carteras consiste en ordenar los títulos en cada mes $t=0$ según su rentabilidad anormal acumulada a lo largo de los 36 y 60 meses previos, denominado “periodo de formación”. Como resultado de dicha ordenación, los 10 y 5 títulos que muestran un valor relativamente más alto y más bajo de rentabilidad acumulada, se agrupan en carteras de títulos ganadores y perdedores respectivamente, a las que denominamos por sus siglas en inglés W y L .

Una vez determinada la composición de estas carteras, su rentabilidad anormal en cada mes comprendido entre $t = 36$ y $t = 0$ es calculada realizando la media aritmética simple de las rentabilidades anormales de los títulos individuales incluidos en ellas.

Una vez construidas las correspondientes carteras ganadoras y perdedoras y calculadas sus respectivas series de rentabilidad, el siguiente paso en el estudio empírico consiste en la contrastación de la hipótesis de sobre-reacción. Para ello partimos del modelo CAPM y, por tanto consideramos que, bajo condiciones de equilibrio del mercado, la variación en el tiempo observada para las rentabilidades de cualquier título es explicada exclusivamente por la propia variación experimentada por la rentabilidad de la cartera de mercado.

De este modo, realizamos por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la estimación de dicho modelo, aplicando la metodología de Serie Temporal propuesta por Black, Jensen y Scholes (1972) a las series de rentabilidades de las carteras ganadoras y perdedoras,

$$R_{Wt} - R_{ft} = \alpha_W + \beta_W (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{Wt}$$

$$R_{Lt} - R_{ft} = \alpha_L + \beta_L (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{Lt}$$

donde R_{Wt} es la rentabilidad de la cartera ganadora, R_{Lt} es la rentabilidad de la cartera perdedora y R_{ft} representa la rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t , para cuya medida ha sido utilizado el tipo de interés mensualizado de los certificados de ahorro emitidos a un año por el Banco de Portugal.

El coeficiente alfa estimado representa la rentabilidad obtenida por término medio por las carteras ganadora y perdedora respectivamente que no viene explicada por la variación experimentada por el mercado durante los “periodos de prueba” analizados. Por tanto, en base a la evidencia empírica previa en relación al efecto sobre-reacción, cabe esperar que $\hat{\alpha}_W < 0$ y $\hat{\alpha}_L > 0$. Esto significaría que los títulos identificados como ganadores realizan con posterioridad una rentabilidad media significativamente más baja, y los títulos perdedores significativamente más alta, a la que se debería observar bajo condiciones de equilibrio según el modelo CAPM, precisamente como consecuencia de la reversión de los precios de ambas clases de títulos a sus respectivos niveles de equilibrio.

Por último, y con el objetivo de contrastar la viabilidad en el mercado de valores portugués de una estrategia contraria, construimos una cartera de arbitraje, a la que denominamos con la sigla A. Esta estrategia consiste en la toma de una posición larga en la cartera L y una posición corta en la cartera W. La rentabilidad

obtenida por dicha cartera de arbitraje será, por tanto, la obtenida por la siguiente fórmula,

$$R_{At} = R_{Lt} - R_{Wt}$$

Una vez obtenida la serie de rentabilidad de esta nueva cartera, es estimado el modelo CAPM, bajo la metodología de Serie Temporal utilizando como variable dependiente la rentabilidad obtenida por dicha cartera de arbitraje.

La hipótesis de eficiencia de los mercados implica que, aplicando la estrategia contraria, la rentabilidad anormal media, estimada por el coeficiente α_A , no debe ser significativamente distinto de cero. Sin embargo, en base a la evidencia empírica obtenida para otros mercados de valores en relación al efecto sobre-reacción, cabe esperar que el coeficiente alfa estimado resulte significativamente $\hat{\alpha}_A > 0$.

6.3. RESULTADOS OBTENIDOS

Los resultados obtenidos son los que presentamos en la Tabla 1. En primer lugar reflejamos las estimaciones efectuadas con las carteras ganadora, perdedora y de arbitraje constituidas por cinco títulos exclusivamente. Considerando un periodo de formación de tres y cinco años. Aportamos los coeficientes estimados del modelo CAPM para cada una de las carteras, así como el valor del estadístico t de Student, entre paréntesis, que refleja la significatividad individual de cada una de dichas estimaciones.

Se puede observar como los resultados obtenidos son muy distintos a los que podíamos esperar en base a la evidencia empírica previa documentada para otros mercados de valores en relación a la existencia de un efecto sobre-reacción en los títulos. En primer lugar, cabe destacar como el coeficiente alfa estimado para la cartera constituida por los cinco títulos con un mejor comportamiento durante el periodo de formación no es de signo negativo y significativa. En cambio, el coeficiente alfa estimado para la cartera constituida por los cinco títulos perdedores del mercado es positiva, pero no significativamente distinta de cero. Por último, el coeficiente alfa estimado para la cartera de arbitraje tampoco resulta ser positivo y significativo. Por tanto, estos primeros resultados ya nos indican que en el mercado de valores portugués no se produce un efecto sobre-reacción como el detectado en otros mercados. Es por ello que podemos indicar como los inversores de este mercado no sobre-reaccionan ante la información relativa a la cotización pasada de los títulos.

Al realizar el análisis bajo la construcción de las carteras ganadora, perdedora y de arbitraje con diez títulos, las conclusiones se mantienen, ya que los coeficientes alfa estimados no son en ningún caso significativamente distintos de cero.

TABLA 1
EFECTO SOBRRERREACCIÓN

Panel A: Carteras constituidas con 5 títulos				
	K= 36 meses		K= 60 meses	
	Intercepto	$R_m - R_f$	Intercepto	$R_m - R_f$
Cartera L5	-0,53978 (-0,978)	0,86098 (7,871)*	0,31010 (0,564)	0,76217 (6,821)*
Cartera W5	0,88106 (1,279)	1,34182 (9,828)*	0,80940 (0,908)	1,02507 (5,820)*
Cartera A5	-1,42085 (-1,484)	-0,48084 (-2,534)*	-0,49930 (-0,415)	-0,26289 (-1,105)
Panel B: Carteras constituidas con 10 títulos				
Cartera L10	-0,45551 (-1,123)	0,90130 (11,21)*	-0,05219 (-0,121)	0,86579 (10,14)*
Cartera W10	0,43094 (0,929)	1,25715 (13,67)*	-0,12953 (-0,237)	1,02054 (9,477)*
Cartera A10	-0,88645 (-1,265)	-0,3558 (-2,562)*	0,07734 (0,096)	-0,15474 (-0,975)

Nota: *significativo al 5%

Entre otras razones cabe matizar que en la construcción de las carteras se ha podido observar como en algunos casos los títulos que tenían un comportamiento perdedor (ganador) durante tres años, seguían siendo los títulos con mayores pérdidas (ganancias) de los tres años siguientes. Este es el caso, por ejemplo de la compañía “Soja de Portugal” como título perdedor durante los años de análisis y de “Sonae SGPS” como título ganador.

7. EFECTO DÍA DE LA SEMANA

7.1. INTRODUCCIÓN

El efecto día de la semana es una regularidad empírica que se ha observado en los mercados financieros y que se refiere al hecho de que la rentabilidad de los activos cotizados en Bolsa no es independiente del día de la semana en que se producen.

Su descubrimiento se debe al interés suscitado por la posible implicación en los precios del cese de la negociación en el fin de semana. Por tanto, la cuestión en un principio era si el proceso generador de las rentabilidades seguía la hipótesis de tiempo de calendario, que considera que el fin de semana contribuye a la generación de las rentabilidades, o la hipótesis de tiempo de negociación, que considera tan sólo los momentos de contratación activa como contribuyentes al proceso generador de las rentabilidades.

En particular, los primeros estudios realizados para el mercado norteamericano evidenciaron que el impacto del efecto día de la semana se refería concretamente a las rentabilidades de cierre obtenidas los lunes y los viernes. Los rendimientos en promedio de los lunes resultaban ser negativos, en contra de lo que se esperaba, a lo que se le denominó “efecto lunes”. Y las rentabilidades medias del viernes resultaban ser anormalmente altas, a lo que se le denominó “efecto viernes”.

Los resultados, si bien no eran los esperados en base a las hipótesis planteadas, evidenciaban que el fin de semana influía en el proceso de generación de las rentabilidades. Y el hallazgo de Rogalski (1984), que suponía que el signo negativo de la rentabilidad del cierre del viernes al cierre del lunes se debía en su mayor parte a la rentabilidad media entre el cierre del viernes y la apertura del lunes, lo

hizo más evidente. Es por ello que esta anomalía también recibe el nombre de “efecto fin de semana”.

Estos descubrimientos suponen un duro golpe a la hipótesis de eficiencia débil y más concretamente al modelo *random walk* propuesto como explicación a la formación de la serie histórica de cotizaciones bursátiles y que considera que las rentabilidades de los títulos son independientes y se distribuyen idénticamente.

Son muchos los autores que han identificado e intentado explicar esta anomalía del mercado. A continuación se expone la evidencia empírica más destacada acerca del efecto día de la semana, en el mercado americano en primer lugar, en el resto de mercados internacionales así como en otros mercados financieros, haciendo especial mención al mercado español.

7.2. EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

a) En Estados Unidos:

El primero en documentar la existencia de un efecto día de la semana fue Osborne (1962). Otro estudio posterior, también considerado una referencia clásica, es el de Cross (1973).

French (1980) fue el primero en documentar el efecto día de la semana en la década de los ochenta y su trabajo fue el que verdaderamente impulsó el estudio de dicho efecto por parte de toda la comunidad académica, no concluyendo aún en el día de hoy. French, estudiando las rentabilidades del índice *Standard and Poor's 500* para el periodo 1953-1977, observa que los rendimientos de los lunes son negativos en promedio. A esto es a lo que comúnmente se le denomina “efecto lunes”.

Una de las principales aportaciones del estudio de French (1980) fue la fundamentación teórica que le dio al proceso de generación de las rentabilidades bursátiles, proponiendo dos hipótesis alternativas:

- La hipótesis de tiempo de calendario: supone que el proceso de generación de las rentabilidades diarias es continuo y, por tanto, opera durante el fin de semana aunque no sean días de negociación. En este caso la rentabilidad del lunes debería ser tres veces la rentabilidad esperada de cualquier otro día de la semana.
- La hipótesis de tiempo de negociación: supone que el proceso de generación de las rentabilidades diarias se limita a los periodos de negociación activa en los mercados, o lo que es lo mismo, a los días en que hay negociación. En este caso la rentabilidad del lunes debería ser la misma que para el resto de días de la semana.

Gibbons y Hess (1981) llegaron a conclusiones similares trabajando con dos tipos de índices, obtenidos de la base de datos del CRSP (Centro de Investigación de los Precios de las Acciones), un índice equiponderado y un índice ponderado en función del valor de mercado de los títulos en él incluidos.

Los descubrimientos de Gibbons y Hess (1981) sugieren que la magnitud del efecto día de la semana varía cross-seccionalmente con firmas de pequeño tamaño. Concretamente, encuentran que las rentabilidades promedios de los viernes son mayores utilizando un índice equiponderado (que está más influenciado por firmas de tamaño pequeño) que utilizando un índice ponderado en función del valor de capitalización (dominado por firmas de gran tamaño). Sin embargo, no ocurre lo mismo con las rentabilidades promedio de los lunes. Aplicaron su estudio también al rendimiento medio de las *T-Bills*, las letras del tesoro americanas, y detectaron que los lunes se obtenían unos rendimientos medios por debajo del promedio.

Keim y Stambaugh (1984), realizan un estudio del efecto día de la semana en la línea de Gibbons y Hess (1981) pero para un periodo más amplio, 55 años que van de 1928 a 1982, basado en el índice *Standard and Poor's Composite*. Examinan más activos, aquellos de pequeña capitalización y otros negociados en mercados *over the counter*. Además, aportan nuevas explicaciones “potenciales” del efecto, como la de errores de medida y el diferencial *bid-ask*. Pero en todo momento hablan de explicaciones parciales considerando que ninguna de ellas es satisfactoria.

Dentro del periodo de estudio seleccionado por Keim y Stambaugh (1984), los años 1928-1952 se caracterizan por ser el sábado un día de negociación más, con lo que las vacaciones de fin de semana quedaban reducidas a un solo día. Por este motivo, contrastaron y llegaron a la conclusión de que las rentabilidades más altas de la semana eran las del último día de negociación. En el primer periodo (1928-1952) el día de más alta rentabilidad era el sábado (seguido del viernes y después del miércoles). Y en el segundo periodo (1952-1982) el día de mayor rentabilidad era el viernes.

Contrastaron también si la existencia de un solo día de fin de semana o dos días provocaba algún efecto en la estacionalidad de las rentabilidades bursátiles llegando a la conclusión de que no provocaba ninguna diferencia (los propios autores comentan que esta conclusión puede suponer una contradicción con la explicación dada por Lakonishok y Levi (1982) del efecto día relacionada con el retardo existente entre negociación y liquidación).

Posteriormente, Rogalski (1984) comprueba que la rentabilidad media negativa del lunes se concentraba en el periodo de tiempo que va desde el cierre del viernes a la apertura del lunes, es decir, cuando no se produce negociación en el mercado. Es por eso que hablamos de un “efecto fin de semana”.

El estudio lo realizó con datos del índice *Dow Jones Industrial Average* y del *Standard and Poor's 500*. Concretamente descubre como la rentabilidad negativa del cierre del viernes al cierre del lunes, si se descompone en dos rentabilidades y se hace la misma regresión para las dos nuevas series temporales, el signo negativo del lunes sólo se mantiene en el periodo de no-negociación. Sin embargo, para el periodo de negociación la rentabilidad de los lunes resultaba positiva. Entre otros resultados, los datos de apertura a cierre son consistentes con la hipótesis de igualdad entre las rentabilidades esperadas para los días de negociación a lo largo de la semana. Resultados similares les aportan los datos de cierre a apertura. No pueden rechazar la hipótesis de que las rentabilidades promedio *overnight*, es decir, entre el lunes y el martes, el martes y el miércoles, el miércoles y el jueves y el jueves y el viernes, sean iguales. Sin embargo, introduciendo las rentabilidades del fin de semana si se rechaza la hipótesis.

Rogalski también documentó que en el mes de enero, y particularmente para las empresas de baja capitalización, los rendimientos de los lunes son en promedio positivos. Pero, sin ninguna duda, la principal aportación de Rogalski consistió en descomponer las rentabilidades diarias en rentabilidades durante el periodo de negociación y no-negociación, o lo que es lo mismo, entre rentabilidades de apertura a cierre y de cierre a apertura.¹

Uno de los estudios más recientes sobre el efecto día de la semana para el mercado norteamericano es el de Wang, Li y Erickson (1997). Estos autores documentan que el efecto día ocurre principalmente en las dos últimas semanas del mes (la cuarta y la quinta, de suponer que el mes consta de cinco semanas). Del mismo modo documentan que la rentabilidad media del lunes no es significativamente distinta de cero para las tres primeras semanas del mes. El estudio fue realizado para el mercado americano, en el periodo 1962-1993, y para varios índices de mercado. Además argumentan que esta evidencia no se mantiene con las explicaciones parciales que otros estudiosos del tema han dado a esta anomalía. En consecuencia, estos autores proponen dos posibles explicaciones a la evidencia aportada que son: la correlación con las rentabilidades de los viernes y el día de expiración de las opciones sobre acciones.

No obstante, este estudio pone de manifiesto la relación existente entre los efectos día de la semana e intramés, documentado por Ariel (1987), las rentabilidades medias en la primera mitad del mes, incluyendo el último día del mes anterior, son mayores que en la segunda mitad.

¹ Estudios posteriores, que corroboran lo señalado por Rogalski, también en el mercado norteamericano, son los de French y Roll (1986), Harvey y Huang (1990).

Sin embargo, hay otro grupo de estudios para el mercado norteamericano, más actuales y con aplicaciones econométricas más sofisticadas que evidencian el cese del efecto día de la semana. Entre dichos estudios podemos destacar a Connolly (1991).

El trabajo más reciente que he encontrado, para el mercado norteamericano, es el de Sullivan, Timmermann y White (1998). Estos autores realizan un estudio pormenorizado de las anomalías de calendario con rentabilidades diarias correspondientes a un periodo de cien años. La peculiaridad de su trabajo se encuentra en utilizar un método robusto al problema de sobreajuste o mineo de los datos. La práctica común de utilizar la misma serie de datos para formular y contrastar hipótesis introduce o, al menos, predispone a los datos a tener problemas de sobreajuste que, si no son tratados o tenidos en cuenta, pueden invalidar los tests realizados. De este modo, encuentran que, una vez evaluadas las anomalías de calendario bajo este nuevo contexto, no son por mucho tiempo significativas.

b) A nivel internacional:

Como ocurre en la mayor parte de los estudios económicos, una vez detectado el fenómeno en el mercado norteamericano, aparecen numerosos estudios cuyo objetivo es comprobar la existencia de ese mismo fenómeno en el resto de Bolsas mundiales.

Entre los estudios internacionales del efecto día de la semana hay que destacar a Jaffe y Westerfield (1985), Condoyanni, O'Hanlon y Ward (1988), Chang, Pinegar y Ravichandran (1993) y Corredor y Santamaría (1996).

Condoyanni *et al.* (1988) investigan este fenómeno a nivel internacional analizando el comportamiento de los rendimientos diarios en distintos mercados de capitales: Nueva York, Toronto, Londres, París, Tokio, Singapur y Sydney.

Los mercados fueron elegidos para reflejar tres áreas geográficas diferentes: Norteamérica, Europa y el Este (incluyendo Australia).

La muestra seleccionada es bastante amplia, recogiendo las rentabilidades diarias del índice más significativo de cada mercado durante 16 años, de principios de 1969 a finales de 1984. No sólo es importante reflejar la existencia de un efecto día en distintos mercados contemporáneamente, pero si además este fenómeno se manifiesta durante un largo periodo las conclusiones que se tengan que sacar tienen un mayor peso, teniendo que descartar que se trate de un aspecto puramente coyuntural.

Entre las conclusiones presentadas por Condoyanni *et al.* (1988) tenemos las siguientes:

- El parámetro estimado para el lunes es significativamente negativo para todas las áreas objeto de estudio, en varios de los subperiodos analizados.
- Los parámetros estimados para el miércoles, jueves y viernes son significativamente positivos para todas las zonas.
- Para las zonas de Europa y Asia el parámetro estimado para el martes es también significativamente negativo, mientras que para la zona de Norteamérica no.

Para intentar dar una explicación a este último hecho se estudió la correlación existente entre los distintos mercados y se descubrió que los índices de los mercados de Tokio, Singapur y Sydney estaban fuertemente correlacionados con el comportamiento del resto de mercados en días anteriores y, principalmente, con el mercado estadounidense.

Por otro lado, las Bolsas europeas que forman parte del estudio, Londres y París, están correlacionadas “el mismo día” con las Bolsas de la zona Este y correlacionadas “el mismo día” y “días previos” con los mercados norteamericanos.

Estos resultados cabría esperarlos porque los mercados europeos recogen toda la información procedente de los mercados del Este en el mismo día, pero sólo pueden recoger parte de la información de los mercados americanos, ya que los mercados europeos cierran poco después de la apertura de estos últimos.

En definitiva, este estudio nos indica que todos los índices estudiados tienen, para el periodo analizado, correlación serial significativa.

Por último, también se pone de manifiesto la primacía del mercado neoyorquino sobre el resto de mercados. Esto nos lleva a concluir que las rentabilidades del mercado americano influyen en la formación de las rentabilidades en otros mercados. En la mayor parte de los casos, el efecto es incorporado un día después.

Otro estudio acerca de la evidencia internacional del efecto día de la semana es el aportado por Chang *et al.* (1993), los cuales aportan una mayor y más completa información que el estudio comentado anteriormente. Dichos autores examinan la robustez del efecto día de la semana a nivel internacional utilizando rentabilidades diarias de veintitrés países, agrupados en cuatro zonas geográficas diferentes:

Europa: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Holanda, Irlanda, Italia, Noruega, Reino Unido, Suecia y Suiza.

Norteamérica: Estados Unidos y Canadá.

Asia y Oceanía: Australia, Hong Kong, Japón, Malasia, Nueva Zelanda y Singapur.

Otros: Méjico y Sudáfrica.

De este modo comparan el comportamiento diario de mercados de valores muy diferentes no solo geográficamente sino también en cuanto a tamaño, importancia y profundidad.

El análisis abarca el periodo 1986-1992 y llegan a la conclusión de que el efecto día de la semana ha cesado para el mercado americano. Pero, por el contrario, en siete países europeos (España, Francia, Holanda, Italia, Reino Unido, Suecia y Suiza) y en Canadá y Hong Kong sigue existiendo efecto día y este es robusto al tamaño de la muestra y al ajuste de los términos de error.

Por otro lado, el efecto día no es significativo en Alemania, Bélgica, Dinamarca y Estados Unidos (como ya habíamos comentado).

Sin embargo, también señalan que en aquellos países donde el efecto día es más robusto los resultados no se mantienen agrupando las rentabilidades por semanas (el efecto es estadísticamente significativo en no más de dos semanas del mes). Aseguran así que sus evidencias complican el puzzle formado sobre el efecto día a nivel internacional.

Por último hay que comentar otro trabajo realizado también a nivel internacional por Corredor y Santamaría (1996) para el mercado norteamericano y cinco de los principales mercados europeos, Francfort, Londres, Madrid, Milán y París, para el periodo 1987-1994. Entre las principales conclusiones a las que llegan ha de destacarse que los patrones de estacionalidad diaria son diferentes entre mercados. Para el mercado norteamericano deben rechazar la presencia de efecto día de la semana, al menos para el periodo de estudio. Para los mercados de Londres y París encuentran tanto estacionalidad diaria como efecto lunes. El mercado de Milán sólo presenta estacionalidad diaria. El mercado de Francfort no presenta ni estacionalidad diaria ni efecto lunes. Y el estudio para el mercado de Madrid lo dividen en dos subperiodos, encontrando tanto estacionalidad diaria como efecto lunes en el primer subperiodo y rechazando ambas hipótesis para el segundo.

c) En la Bolsa de Valores de Madrid:

Son ya muchos los estudios sobre el efecto día de la semana en el mercado de valores español: Rubio y Salvador (1991), Bachiller (1992a), Peiró (1993), Viñolas (1995), Corredor y Santamaría (1996), León y Marhuenda (1997) y Camino (1997).

El primer estudio sobre el efecto día para el mercado español es el realizado por Rubio y Salvador (1991). El principal objetivo de este trabajo es detectar la presencia de estacionalidad diaria en la Bolsa española para el periodo 1972-1987, utilizando para el análisis el índice Bancobao.

El análisis está dividido en dos subperiodos debido a que hasta el 1 de junio de 1984 el lunes no era un día de contratación en la Bolsa española.

Los resultados del contraste de igualdad de los rendimientos medios diarios conducen a la conclusión de que en el primer subperiodo no hay efecto fin de semana, pero sí que lo hay y de signo positivo en el segundo subperiodo.

Una explicación parcial aportada por los autores con respecto al comportamiento estacional positivo del lunes está en que éste podría estar relacionado con el pago de dividendos, “Sorprendentemente al analizar cuál ha sido el día más común para el pago del dividendo en una muestra de 10 acciones representativas de cada sector, observamos que un alto porcentaje corresponde al lunes. Así, suponiendo que el precio de la acción en el día del pago del dividendo no se ajustara en absoluto, el rendimiento total de ese día sería efectivamente más alto simplemente por la cantidad pagada como dividendo”.

Además, contrastan la hipótesis de estacionalidad en el riesgo, “entendido como una mayor contribución al riesgo que soporta un inversor marginal durante un periodo de inversión a más largo plazo, habría que encontrar una correlación positiva y alta en relación a la correlación entre otros dos días cualesquiera de la semana para los rendimientos del lunes y del viernes inmediatamente anterior”.

Posteriormente estudian la influencia del mercado norteamericano en la Bolsa de Valores española, poniéndose de manifiesto que la incorporación de la información o simplemente la influencia de la Bolsa neoyorquina se realiza con al menos un día de retraso.

Por último, analizan el comportamiento del volumen de contratación para comprobar si los agentes del mercado incorporan a sus decisiones de inversión la información que conocen acerca de la estacionalidad diaria. Los resultados les indican que los agentes sólo incorporaron la información respecto del rendimiento medio positivo del viernes, produciéndose una importante caída en el volumen de contratación promedio los lunes.

Peiró (1993), analizando el comportamiento del Índice General de la Bolsa de Madrid para el periodo 1985-1992, descubre una fuerte estacionalidad diaria con un rendimiento medio para el lunes positivo y bastante superior al de los restantes días de negociación.

La razón fundamental con la que argumenta estos resultados la encuentra en el cambio en el sistema de liquidación que durante esos años tiene lugar en la Bolsa de Madrid.

Hasta el 25 de noviembre de 1991 la Bolsa española liquidaba bajo un patrón semanal, es decir, las compras efectuadas cualquier día de la semana se pagaban el viernes de la semana siguiente. Esto dio lugar a una práctica, muy habitual entre

los operadores, denominada comúnmente “semaneo” y que consistía en comprar los lunes y, en función de la evolución de la cotización, deshacer la posición o no antes del viernes de liquidación.

Desde el día 25 de noviembre de 1991, el nuevo sistema de liquidación establece un plazo de siete días hábiles para proceder a la liquidación de la operación. Bajo este nuevo sistema, las operaciones contratadas los lunes se liquidan los miércoles de la semana siguiente.

A partir de entonces los rendimientos medios de los lunes han pasado a ser menores y de signo negativo. El efecto lunes observado en este segundo subperiodo es similar al de otras Bolsas mundiales.

Por último, León y Marhuenda (1997) realizan un estudio más detallado del efecto día de la semana para el mercado español, en la línea de Rogalski (1984). Utilizan datos de apertura y cierre del IBEX-35 para el periodo 1992-1996.

Los resultados de los datos cierre a cierre les indican que la rentabilidad no es constante a lo largo de la semana, siendo negativa y ligeramente significativa los lunes. El análisis con datos apertura a cierre y cierre a apertura sugieren que en el mercado español, para el periodo de estudio, existe más un efecto fin de semana que día de la semana. Además comprueban que el riesgo es constante a lo largo de la semana, por lo que concluyen que los resultados obtenidos con las rentabilidades son anómalos.

d) En otros mercados financieros:

El efecto día de la semana también ha sido estudiado para otros mercados financieros distintos del mercado de valores. Entre dichos estudios hay que destacar los realizados por Gibbons y Hess (1981) para el mercado de bonos norteamericano (*Treasury Bills*), llegando a la conclusión de que las rentabilidades de los *T-Bills* tampoco son constantes a lo largo de la semana.

Por otro lado, Stickel (1982) encuentra efecto fin de semana en el mercado de futuros. Keim y Stambaugh (1984) realizan el estudio del efecto día para el NASDAQ con datos diarios de 1978 a 1982 de los 50 valores más negociados cada año construyendo con ellos un índice equiponderado. Los resultados son los mismos que para el resto de mercados, rentabilidades negativas los lunes y rentabilidades positivas y mayores a medida que se acerca el final de la semana.

Blasco, Corredor, del Río y Santamaría (1999) contrastan el efecto día de la semana en los mercados de divisas para el periodo 1976-1993. Concretamente, estudian la estacionalidad diaria de la serie de tipos de cambio diarios de cinco divisas europeas contra el Dólar, el Franco Francés, la Libra Esterlina, el Marco Alemán, la Lira Italiana y la Peseta Española. Los resultados ofrecen evidencia de la presencia de estacionalidad diaria tanto en la media como en la covarianza condicional.

7.3. EXPLICACIONES APORTADAS

Entre las razones que se dan de la existencia del efecto día de la semana, se pueden señalar las siguientes:

- Los procedimientos de liquidación de las transacciones. Concretamente, es debido al retardo existente entre negociación y liquidación (Lakonishok y Levy, 1982).
- Otra posibilidad es que se trate de un error de medida o de la existencia de un sesgo *bid-ask* en las rentabilidades de los títulos relacionado con los especialistas (Keim y Stambaugh, 1984).
- La asimetría temporal en la publicación de la información, que provoca la tendencia a retrasar la publicación de informaciones negativas al fin de semana (Penman, 1987 y Damodaran, 1989).
- Los patrones de comportamiento de los inversores individuales, específicamente la concentración de ciertas decisiones de los inversores en el fin de semana (Lakonishok y Maberly, 1990).
- Y por último, otra explicación potencial del efecto día de la semana es debida a la existencia de *outliers* (observaciones extremas) en la serie de rentabilidades bursátiles (Connolly, 1991).

De entre todas las explicaciones aportadas, las condiciones de liquidación de los títulos parece ser la causa más lógica y natural.

Lakonishok y Levi (1982) aportan esta explicación parcial del aparente efecto día de la semana detectado en el mercado de valores neoyorquino. Dichos autores argumentan que la razón por la que la esperanza de las rentabilidades bursátiles difiera según el día de la semana se debe al retardo existente entre el momento de negociación y el momento de liquidación. No contradiciendo, además, dicha argumentación la hipótesis de eficiencia en los mercados.

El sistema de liquidación establecido por el mercado neoyorquino desde 1968 permite un periodo de cinco días hábiles después del día de negociación para liquidar la operación, aumentándose este retraso en un día en base al sistema de compensación. Esto significa que, en una semana en la que todos los días sean de negociación, el pago se deberá realizar, a lo sumo, el mismo día que el de negociación, pero en la semana siguiente. Así, las compras de acciones realizadas en un día de negociación distinto del viernes suponen para los compradores ocho días de calendario como periodo máximo para efectuar el pago. Esos ocho días son los cinco días hábiles de negociación, los dos días del fin de semana y el día de retraso en la compensación. Sin embargo, las compras realizadas en viernes suponen para

los compradores no tener que pagar hasta el segundo lunes siguiente, estos son diez días de calendario después de la negociación.

Esto conduce a que los compradores estén dispuestos a pagar más un viernes por las mismas acciones que el resto de los días de la semana, al menos por lo equivalente a dos días de intereses. Por el mismo motivo, los vendedores exigirán un precio más alto por sus acciones cuando sea viernes.

También explican Lakonishok y Levi (1982) cómo los días festivos provocan un efecto complementario en las rentabilidades bursátiles de otros días de la semana. Explican cómo la presencia de un día festivo afecta a las rentabilidades de al menos los cuatro días anteriores al festivo. Lo ilustran a través de un ejemplo: imaginemos que el día 15 de un determinado mes es festivo y cae en miércoles, si se realiza una inversión bursátil el viernes anterior, día 10 de dicho mes, la liquidación no se producirá hasta el lunes día 20.

Además descubren que las rentabilidades esperadas de los viernes desaparecen si hay un día festivo en la semana siguiente. Cuando hay un día festivo es en el jueves previo cuando los precios alcanzan el valor más alto y por tanto se consigue la mayor rentabilidad diaria de la semana.

Por otro lado, también hay que señalar que el efecto día también ha sido detectado en otros mercados en los que el plazo de liquidación es bien distinto. Sirva de ejemplo las características estructurales que en este sentido presentan los mercados de Toronto, Tokio y Londres.

El retraso de pago en Canadá, es de cinco días laborables, días que no deberían afectar a la distribución de las rentabilidades diarias.

En Japón, la entrega de títulos y su pago se realizan tres días laborables después del día de la transacción. Un inversor individual que compra el miércoles y vende el jueves pagará el sábado y será pagado el lunes. Deberíamos entonces observar una rentabilidad elevada el jueves. Esto es incompatible con los resultados encontrados.

El procedimiento británico es particular. El año bursátil está dividido en *account settlement periods* de dos semanas. Se trata, de hecho, de quincenas con liquidación al final del periodo. Cada uno empieza el lunes y finaliza el viernes. Las transacciones efectuadas durante un periodo se pagan el segundo lunes siguiente al último viernes del periodo. Por consiguiente, la tasa de rentabilidad de veinticuatro lunes por año debería ser superior. La observación empírica confirma esta previsión teórica: la rentabilidad del lunes al comenzar es positiva. Por el contrario, la rentabilidad de los otros lunes es negativa y permanece sin explicación.

En definitiva, como ya apuntaban Lakonishok y Levi (1982), el plazo en la liquidación sólo puede ser una explicación parcial al fenómeno del efecto día.

Keim y Stambaugh (1984) aportaron una nueva explicación relacionada con la existencia de errores de medida en la construcción de la serie de rentabilidades bursátiles y con la existencia de un sesgo *bid-ask* relacionado con los especialistas.

Los estudios realizados hasta la investigación de Keim y Stambaugh (1984) tomaron como datos los precios de cierre, que no es el precio medio del día sino el precio al que se realizó la última transacción. Detrás de estas últimas operaciones del día casi siempre están los especialistas.

Por otro lado, el precio de oferta viene dado por el límite máximo fijado por los especialistas en las órdenes de compra. Por el contrario, el precio de demanda viene determinado por el límite mínimo fijado en las órdenes de venta. Suele existir un diferencial entre ambos precios (a lo que comúnmente se le denomina sesgo o diferencial *bid-ask*) siendo normalmente más alto este último.

El precio de cierre, por tanto, o el precio de transacción en cualquier momento del tiempo, representa usualmente una oferta o una demanda más que el precio verdadero al que las órdenes de mercado se habrían cruzado en una negociación en la que no interviniese un especialista.

Transacciones de oferta y demanda (compras y ventas) ocurren con la misma frecuencia, pero podría haber diferencias sistemáticas en sus frecuencias relativas durante la semana.

En un día cualquiera, la demanda de un activo (que determina el precio al que se desea comprar) puede resultar superior a la oferta (indicativa del precio al que se desea vender), este diferencial entre oferta y demanda queda reflejado en la rentabilidad calculada para ese día, obteniendo una medida superior a la que cabría esperar.

Esto nos permite pensar que el efecto día de la semana puede venir explicado en parte por pequeñas variaciones en el diferencial *bid-ask* durante la semana.

Penman (1987), al estudiar el efecto sobre las cotizaciones bursátiles del anuncio de resultados por parte de las compañías, aportó una posible explicación al efecto día de la semana.

El estudio de Penman (1987), para el periodo principios de octubre de 1971 a finales de diciembre de 1982, revela que los resultados hechos públicos cada trimestre, cuando son positivos son anunciados en la primera mitad del mes. En cambio, cuando se trata de malas noticias, éstas son hechas públicas en la segunda mitad del mes y después de que los mercados hayan cerrado y una gran proporción de dichos anuncios es hecha pública justo después del cierre del viernes.

Esta explicación para el efecto día de la semana que aporta Penman (1987) es muy difícil de justificar teóricamente. Si las noticias negativas son hechas públicas

en el fin de semana, entonces debería esperarse que las cotizaciones del viernes deberían reflejar mediante un ajuste en el precio los anuncios del fin de semana. Por el mismo motivo, se debería esperar que las rentabilidades bursátiles en el fin de semana fuesen positivas ante la inexistencia de anuncios sobre los resultados de las distintas firmas cotizadas.

Lakonishok y Maberly (1990) estudian el efecto fin de semana observando el comportamiento de los inversores individuales e institucionales y descubren que los lunes hay un relativo incremento de la actividad negociadora por parte de los inversores individuales, en concreto, existe una tendencia a aumentar el número de ventas en relación al número de compras, lo que contribuye a explicar, al menos en parte, el efecto fin de semana. En concreto, las conclusiones a las que llegan es que los lunes hay menos actividad negociadora que en el resto de días de la semana. Pero si dividimos los distintos participantes en el mercado entre inversores individuales e institucionales la conclusión a la que llegan es que los lunes los inversores institucionales negocian menos que otros días, sin embargo los inversores institucionales negocian más que otros días, pero con la peculiaridad de que el número de operaciones de venta supera sensiblemente al número de operaciones de compra. Esto provoca una sensible disminución del precio de los activos para ese día. Las causas que lo provocan, que se comentan a continuación, son propuestas por los autores como una explicación parcial del efecto fin de semana.

Ya en 1962, Osborne predijo el comportamiento negociador de los distintos participantes en el mercado. En cuanto a los inversores individuales, tienen más tiempo durante el fin de semana para tomar sus decisiones de inversión financiera y es por ello que el lunes hay en los mercados una actividad relativamente mayor por parte de este grupo de inversores. Osborne (1962) también predijo que, en cambio, los inversores institucionales son menos activos los lunes ya que este día tiende a ser un día de planificación estratégica.

Lakonishok y Maberly (1990) consideran que las decisiones de venta de los inversores individuales están básicamente tomadas por ellos mismos y que hay una tendencia a que se produzcan en el fin de semana. Existe evidencia empírica que demuestra que se producen más recomendaciones de compras que de ventas. Entre las razones por las que las recomendaciones de ventas no son producidas con la misma frecuencia que las de compra, está el que las recomendaciones de venta no son nada populares y por eso tienden a evitarse. Además, cualquier inversor se puede responsabilizar de una recomendación de compra, pero sólo el que la realiza y sigue de cerca la evolución de dicha acción se puede responsabilizar de su venta. Durante el fin de semana los inversores individuales tienen más tiempo para digerir la información y eso se traduce en un mayor número de operaciones durante el primer día de negociación después del fin de semana, es decir, el lunes. Sin embargo, el número de operaciones de venta es superior al de compras.

Entre las razones que se argumentan para explicar la mayor propensión a vender después del fin de semana es que para comprar antes hay que vender. Entre otras razones se encuentra la hipótesis proporcionada por Ritter (1988) que considera que es muy común entre los inversores individuales que han vendido acciones esperar varios días e incluso semanas antes de reinvertir sus ganancias. Hipótesis de aparcamiento de ganancias (*parking of the proceeds hypothesis*).

Hay estadísticas que evidencian la existencia de un retardo entre una operación de venta y la siguiente operación de compra. Y un pequeño porcentaje reinvertían en el mismo día o en la misma semana. La consecuencia básica que se deriva de todo esto es la caída del precio de las acciones al haber más órdenes de ventas que de compras, sin embargo, los mismos autores señalan que el declive es tan pequeño, en ocasiones tan pequeño como un “tick”, que no cabría beneficiarse de esta anomalía. Entre los resultados también cabe señalar que las ventas están más concentradas en el lunes y las compras están más dispersas a lo largo de la semana.

Otra explicación potencial del efecto día de la semana es debida a la existencia de *outliers* (observaciones extremas) en la serie de rentabilidades bursátiles. Este descubrimiento fue hecho por Connolly (1991). En el cálculo por Mínimos Cuadrados Ordinarios, los *outliers* reciben el mismo peso que el resto de observaciones sobre las rentabilidades. Sin embargo, con métodos más robustos dichos *outliers* reciben menor peso con lo que su influencia en el estudio de la estacionalidad diaria quedaría reducido enormemente.

Connolly (1991) estudia directamente la influencia de observaciones atípicas en la serie de rentabilidades bursátiles. Entre sus conclusiones afirma que la existencia de *outliers* puede ser debida simplemente al impacto sobre los precios de noticias sobre la economía en general pero que afectan directamente a la Bolsa, como en el caso de la inflación o de los tipos de interés. Demuestra, usando un índice indicativo de la marcha del mercado así como un conjunto de carteras formadas en base al tamaño de los títulos, que las observaciones *outliers* pueden explicar gran parte del comportamiento negativo de las rentabilidades en día lunes.

Otra observación hecha por Connolly (1991) es que los tests sobre estacionalidad diaria son muy sensibles a las hipótesis sobre el término de error. Queda por tanto de manifiesto la deficiencia de los métodos clásicos de estimación, construidos bajo la hipótesis de una varianza constante para el término de error. Los resultados serán, según Connolly (1991), mucho más robustos si se realiza una modelización de la volatilidad condicional. No obstante, concluye su trabajo señalando que el efecto fin de semana es bastante inestable a lo largo del tiempo y que parece estar concentrado, según el, en un reducido grupo de años.

7.4. RENDIMIENTOS Y VOLATILIDADES DENTRO Y FUERA DE LAS HORAS DE MERCADO

Hasta el momento sólo hemos hablado de rentabilidades, pero sabemos que los inversores a la hora de tomar decisiones de inversión utilizan dos parámetros: la rentabilidad y el riesgo. Es por ello que algunos trabajos realizados en el marco del efecto día de la semana analizan el comportamiento no sólo de las rentabilidades sino también de la volatilidad. Entre ellos hay que destacar a French y Roll (1986), Harris (1988), Berges y Soria (1990) y Camino (1997).

French y Roll (1986) documentaron que la serie de rentabilidades es mucho más volátil durante las horas de negociación, aportando tres explicaciones posibles a dicho fenómeno:

- La información pública, que es más fácil que se transmita durante las horas de negociación.
- La información privada, que afecta a los precios cuando los *insider traders* negocian.
- El propio proceso de contratación, que introduce “ruido” en la serie de rentabilidades bursátiles dando lugar a precios erráticos.

La información pública debe tener un efecto sobre los precios de los activos inmediatamente después de aparecer, independientemente de que en ese momento exista o no la posibilidad de compraventa en el mercado. El efecto de dicha información pública sobre el comportamiento diferencial de los precios en hora de mercado o fuera de ellos dependerá de si dicha información pública es más proclive a aparecer en horas de mercado o fuera de ellas. French y Roll (1986) defienden como mucho más probable la aparición de información pública durante horas de mercado, lo que ayudaría a explicar sus resultados de mayor volatilidad en dichas horas.

Por otra parte se encuentra la información de carácter privado. Dicha información afecta a los precios en el momento en que su poseedor hace uso de la misma con objeto de un acto de compraventa. Aquí, por ejemplo, incluiríamos la información producida por los analistas de inversiones.

El efecto de la información privada sobre el comportamiento diferencial de los precios en horas de mercado o fuera de él, está mucho más clara que en el caso de la pública. Por un lado, y dado que el horario de trabajo de los analistas coincide en general con el de mercado, es muy probable que la información privada se produzca durante horas de mercado. Pero, aunque no fuese así, la apropiación privada de dicha información exige posponer su utilización hasta el momento en que el mercado esté abierto, y pueda beneficiarse, mediante la compra o venta, el poseedor de la información.

Existe finalmente un factor adicional de comportamiento diferencial de precios en mercado o fuera de él y es el propio proceso de contratación el que puede inducir movimientos aleatorios en los precios, no atribuibles a información alguna relevante para la formación de los mismos. El efecto neto de dichos movimientos erráticos inducidos por el proceso de contratación sería el de incrementar la volatilidad de los precios durante horas de mercado.

Una última explicación sobre el comportamiento diferencial de los precios intramercado y extramercado, aportada por Bergés y Soria (1990) podría estar en la relación existente entre el mercado objeto de estudio y los principales mercados bursátiles internacionales. Es razonable pensar que el comportamiento del precio de las acciones portuguesas sea sensible a los movimientos de otros mercados bursátiles, algunos de ellos sin coincidencia horaria con el mercado portugués, como es el caso de la Bolsa de Tokio, o con una coincidencia escasa, como es el caso de la Bolsa de Nueva York. La correlación es mayor fuera de las horas de mercado que durante el mismo.

Los resultados obtenidos por Camino (1997) para el mercado español son que la volatilidad, medida a través de la desviación típica de las cotizaciones tanto dentro como fuera de las horas de mercado, es considerablemente mayor en las horas de funcionamiento de los mercados que fuera de ellas, para todos los días de la semana. En conjunto las volatilidades totales diarias son muy similares, a pesar de la desigual duración del cierre del mercado, durante el fin de semana.

Harris (1988), al analizar las pautas de comportamiento intradía de las cotizaciones llega a la conclusión de que la mayor parte de las alteraciones en los precios se producen en los primeros cuarenta y cinco minutos de cotización diaria. Estos resultados obtenidos por Harris (1988) pueden ser explicados, según Camino (1997), en base a que la acumulación de información mientras el mercado está cerrado no se manifiesta exclusivamente en los precios de apertura de las cotizaciones, sino que influye sobre la movilidad de los precios de compra y venta de los activos durante un cierto periodo, en concreto los primeros cuarenta y cinco minutos de negociación.

Un aspecto íntimamente relacionado con la llegada de información a los mercados, causante del aumento de la volatilidad como hemos visto, es el volumen de negociación diario, entendiendo por éste al importe de las transacciones realizadas y por tanto, una medida de la actividad media del mercado en un día determinado.

Algunos trabajos recientes sobre la microestructura de los mercados financieros analizan la formación de las relaciones precio-volumen de negociación en relación con la llegada de información y dentro del marco del efecto día de la semana. Hay que destacar a Admati y Pfleider (1988), Foster y Viswanathan (1993) y Camino (1997).

Camino (1997) descubre, para el mercado español, que los días en los que el volumen negociado es reducido los rendimientos al cierre son sistemáticamente negativos, mientras que para mayores volúmenes de cotización éstos son positivos y en general crecientes. También señala que no existen diferencias importantes en las pautas de comportamiento diarias de la volatilidad en función del volumen negociado.

La explicación aportada por Camino (1997) es que parece ser más lógico pensar que el volumen viene determinado por la información existente en el mercado y que sea éste el que influye en la demanda y oferta de títulos y, por tanto, en los precios. Sin embargo, también señala que estos hallazgos con respecto a la relación entre rentabilidades y volúmenes de negociación no contribuyen a dar una explicación al comportamiento negativo de las rentabilidades los lunes.

7.5. RELACIÓN CON OTRAS ANOMALÍAS

Numerosos estudios realizados sobre el efecto día de la semana ponen de manifiesto la relación existente entre esta anomalía y otras regularidades empíricas detectadas en los mercados.

Rogalski (1984) descubre que en el mes de enero tanto el efecto lunes como el efecto fin de semana son diferentes con respecto al resto del año. Con datos de cierre a cierre, las rentabilidades medias de los lunes en enero son positivas pero durante el resto del año son en promedio negativas. Además aporta un modelo de regresión que permite contrastar directamente si las rentabilidades de los lunes son estadísticamente positivas en enero.

El estudio de Wang, Li y Erickson (1997) pone de manifiesto la relación entre el efecto día de la semana y el efecto semana del mes ya que los autores consiguen explicar el comportamiento de las rentabilidades diarias del mercado norteamericano estudiadas en función de la semana del mes en la que se encuentren. Así llegan a la conclusión de que el efecto día ocurre principalmente en las dos últimas semanas del mes y que la rentabilidad media del lunes no es significativamente distinta de cero para las tres primeras semanas del mes.

Por otro lado, Gibbons y Hess (1981) son los primeros en sugerir que el efecto lunes está relacionado con el efecto tamaño, es decir, con el tamaño de los títulos. Sin embargo, son Keim y Stambaugh (1984) quienes examinan la sugerencia aportada por Gibbons y Hess y encuentran que el efecto lunes es similar para las distintas carteras elaboradas en función del tamaño de los títulos.

Rogalski (1984) va más allá y relaciona los efectos lunes, tamaño y enero, analizando el comportamiento de las rentabilidades en lunes únicamente en los

meses de enero y para las distintas carteras representativas de distintos tamaños. Los resultados nos indican que las rentabilidades medias de los lunes, en los meses de enero del periodo de estudio, estaban directamente relacionadas con el tamaño de los títulos. Activos con menor valor de capitalización obtienen en promedio rentabilidades más altas los lunes de los meses de enero que el resto de firmas.

El hecho más importante que se deduce de todo esto es que la serie de rentabilidades diarias está influenciada por la existencia de otras anomalías en los mercados, condicionando de este modo los resultados obtenidos al analizar el efecto día de la semana.

7.6. METODOLOGÍA EMPLEADA

Al disponer de los precios de cierre y apertura² de los índices de mercado BVL 30 y PSI-20, podemos generar a partir de ellos tres series de rentabilidades diarias: una serie de rentabilidades de cierre a cierre, una serie de rentabilidades de apertura a cierre y una serie de rentabilidades de cierre a apertura.

La serie de rentabilidades diarias de cierre a cierre de los índices de mercado ha sido elaborada a través de diferencias logarítmicas, como muestra la fórmula,

$$R_t^{cc} = \ln\left(\frac{I_t^c}{I_{t-1}^c}\right)$$

donde,

R_t^{cc} es la rentabilidad de cierre a cierre en el día t .

I_t^c es el valor de cierre de cada índice en el día t .

Conviene señalar que la serie de rendimientos está integrada exclusivamente por rendimientos diarios devengados en un único día natural, excepto todos los rendimientos imputados a los lunes que han sido devengados a lo largo de tres días naturales.

La serie de rentabilidades diarias de apertura a cierre, correspondientes al periodo de negociación, ha sido elaborada a través de las diferencias logarítmicas entre el valor del índice en la apertura y en el cierre en un mismo día, como muestra la fórmula siguiente,

$$R_t^{ac} = \ln\left(\frac{I_t^c}{I_t^a}\right)$$

² Estos últimos únicamente a partir del 3 de enero de 1996.

donde,

R_t^{ac} es la rentabilidad de apertura a cierre en el día t.

I_t^c es el valor de cierre del índice en el día t.

I_t^a es el valor de apertura del índice en el día t.

A diferencia de la serie de rentabilidades cierre a cierre, estas rentabilidades son generadas exclusivamente en el tiempo de contratación activa.

La serie de rentabilidades diarias de cierre a apertura, correspondientes al periodo de no-negociación, ha sido elaborada a través de las diferencias logarítmicas entre el valor del índice en la apertura y en el cierre del día anterior, como muestra la fórmula siguiente,

$$R_t^{ca} = \ln\left(\frac{I_t^a}{I_{t-1}^c}\right)$$

donde,

R_t^{ca} rentabilidad de cierre a apertura en el día t.

I_{t-1}^c valor de cierre del índice BVL 30 en el día t-1.

Esta serie de rentabilidades nos muestra las variaciones en los precios producidas en el periodo de pre-apertura, en el que no hay negociación pero se pueden introducir órdenes de compra y de venta que generan el precio de apertura.

A continuación vamos a estudiar las características de esta serie de rentabilidades y las diferencias con las anteriores, especialmente con las rentabilidades en el periodo de negociación, que según la teoría son significativas.

El modelo propuesto para la contrastación del efecto día de la semana lo hemos denominado “modelo de rentabilidades medias”, pero también podríamos haberlo llamado “modelo clásico”, ya que es el propuesto desde un principio por la mayor parte de los trabajos sobre estacionalidad diaria.

Se trata de un modelo de regresión de los rendimientos diarios frente a cinco variables *dummy* indicativas de cada día de la semana en que hay negociación y sin intercepto.

El modelo responde a la siguiente ecuación,

$$R_t = \alpha_1 L_t + \alpha_2 M_t + \alpha_3 X_t + \alpha_4 J_t + \alpha_5 V_t + \varepsilon_t$$

donde,

R_t es la rentabilidad del índice en el día t.

L_t, M_t, X_t, J_t, V_t son variables *dummy* representativas del día de la semana en el que se observa la rentabilidad. L_t , por ejemplo, toma el valor 1 si el día es un lunes y cero en caso contrario, y así sucesivamente para cada día de la semana.

α_i son los coeficientes que acompañan a las variables *dummy* y representan la rentabilidad media esperada para cada uno de los diferentes días de la semana.

Es únicamente a través de esta modelización como se consigue que los coeficientes de la regresión reflejen la rentabilidad media esperada para cada día de la semana. A esta característica es debida la denominación del modelo.

La otra alternativa propuesta para estudiar el efecto día consiste en la estimación de un segundo modelo³ al que podemos denominar “modelo de rentabilidades puras”. Esta segunda alternativa consiste en realizar la estimación de un segundo modelo en el que se incorpora al modelo anterior, como variables explicativas, las rentabilidades retardadas una semana, con objeto de eliminar la presencia de autocorrelación en los residuos, y tres variables *dummy*, representativas del mes de enero y los días anterior y posterior a un festivo o periodo vacacional, con la intención de que las rentabilidades diarias estén libres de los efectos enero y vacaciones.

Hay que señalar que la incorporación de estas nuevas variables explicativas tiene como consecuencia que los coeficientes correspondientes a cada día de la semana no reflejan la rentabilidad media para cada día, como ocurría en el modelo anterior. En este caso, dichos coeficientes se pueden interpretar como rentabilidades puras generadas para cada día de la semana.

El hecho de la existencia de heterocedasticidad autorregresiva condicional nos indica que la varianza está condicionada por la varianza del pasado. Este es un hecho muy común en las series financieras que indica una tendencia a la agrupación de la volatilidad en los mercados recogida expresamente por el modelo GARCH desarrollado por Bollerslev (1986). Es por ello que los últimos trabajos sobre estacionalidad diaria incorporan estos modelos de varianzas no constantes para la modelización de los residuos.⁴

Por esta razón introducimos en el modelo de rentabilidades puras un modelo GARCH (1,1) que, según el criterio de información de Schwarz, es el que mejor

3 Véase Easton y Faff (1994), Corredor y Santamaría (1996) y Llor, Martínez y Yagüe (2000).

4 Véanse los trabajos de Easton y Faff (1994), Corredor y Santamaría (1996) y Llor et al. (1999), entre otros.

especifica la volatilidad condicional de las rentabilidades para este mercado. Formalmente,

$$R_t = \alpha_1 L_t + \alpha_2 M_t + \alpha_3 X_t + \alpha_4 J_t + \alpha_5 V_t + \sum_{j=1}^4 \alpha_{j+5} R_{t-j} + \alpha_{10} EN_t + \alpha_{11} AF_t + \alpha_{12} DF_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \approx N(0, \sigma_t); \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

donde,

R_{t-j} son las rentabilidades diarias retardadas una semana.

EN_t es una variable *dummy* que toma el valor 1 si es enero y cero en caso contrario.

AF_t es otra variable *dummy* que toma el valor 1 si es un día anterior a un festivo y cero en caso contrario.

DF_t es una variable *dummy* que toma el valor 1 si cae en un día posterior a un festivo y cero en caso contrario.

Sin embargo, hay que señalar que, desde un punto de vista financiero, lo que realmente interesa en este estudio es la validez de los contrastes a realizar sobre estacionalidad diaria, efecto lunes, efecto viernes y efecto fin de semana, y no tanto la estimación de los coeficientes que acompañan a las variables independientes y que representan la rentabilidad media de cada día de la semana, ya que éstas se conocen a priori. A continuación se describen los contrastes de hipótesis a realizar sobre los coeficientes de los dos modelos descritos anteriormente.

a) Estacionalidad diaria:

La hipótesis de ausencia de estacionalidad diaria de las rentabilidades se realiza mediante el contraste conjunto de igualdad entre las rentabilidades de los distintos días de la semana.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5$$

El estadístico a utilizar para este contraste es el test de Wald, que sigue una distribución χ^2 de Pearson con cuatro grados de libertad (igual al número de restricciones introducidas en la hipótesis nula).

De este modo analizamos si las rentabilidades son independientes del día en que se producen, lo que nos indicaría la existencia de efecto día de la semana.

b) Efecto Lunes:

La hipótesis de ausencia de efecto lunes se contrasta imponiendo que la rentabilidad correspondiente a los lunes sea igual a la media de las rentabilidades de los restantes días de la semana, es decir,

$$H_0 : \alpha_1 = \frac{\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5}{4}$$

El estadístico a utilizar para el contraste de dicha hipótesis es el test de Wald, que en este caso sigue una distribución χ^2 de Pearson con un grado de libertad, al tratarse de una única restricción.

Al rechazar esta hipótesis estaríamos verificando la existencia de efecto lunes, es decir, que las rentabilidades de los lunes son significativamente distintas a las rentabilidades de los restantes días de la semana.

Obsérvese que los contrastes sobre estacionalidad diaria y efecto lunes analizan información distinta, siendo la primera una hipótesis más general pero que no implica a la otra. En otras palabras, esto quiere decir que el de efecto lunes no informa claramente de la ausencia o existencia de estacionalidad diaria, ya que puede haber estacionalidad pero, si la media de las rentabilidades de martes a viernes no difiere significativamente de la media de los lunes, no se podrá rechazar la hipótesis de ausencia de efecto lunes.

c) Efecto Viernes:

Como se ha comentado en el capítulo dedicado al efecto día de la semana, las rentabilidades que despiertan el mayor interés de los estudios son las próximas al fin de semana, ya que lo que se pretende es analizar la influencia de los dos días de no-negociación. Es por ello que, al igual que se detectó un efecto lunes, también fue detectado un efecto viernes.

Adicionalmente, al contrastarse en otros trabajos que la rentabilidad del viernes es significativamente distinta a las rentabilidades de los demás días de la semana, se procederá también al contraste de la hipótesis de ausencia de efecto viernes que se realizará imponiendo que la rentabilidad correspondiente a los viernes sea igual a la media de las rentabilidades de los restantes días de la semana, es decir,

$$H_0 : \alpha_5 = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4}{4}$$

El estadístico a utilizar para el contraste es el test de Wald, que en este caso sigue una distribución χ^2 de Pearson con un grado de libertad.

d) Efecto Fin de Semana:

El estudio de Rogalski (1984) puso de manifiesto que, para el mercado norteamericano, la anomalía en la serie de rentabilidades diarias se producía concretamente en el periodo de no-negociación del fin de semana, dando lugar al denominado efecto fin de semana. Por último, sólo nos cabe contrastar la existencia o ausencia de dicho efecto fin de semana.

Concretamente, en el mercado norteamericano, como señalaba el estudio de Rogalski, la rentabilidad generada entre el cierre del viernes y la apertura del lunes era significativamente negativa. De esperarse el mismo resultado que en el mercado norteamericano, el contraste se realizaría observando si los resultados para el fin de semana son significativamente negativos.

De forma más general, lo que habrá que observar será si las rentabilidades medias o puras generadas del cierre del viernes a la apertura del lunes tienen un valor significativamente distinto al obtenido para la rentabilidad media de apertura a cierre del viernes y de apertura a cierre del lunes.

7.7. RESULTADOS OBTENIDOS

A continuación presentamos los resultados que se obtienen tras aplicar un enfoque tradicional al estudio del efecto día de la semana en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.

En la Tabla 1 podemos ver los coeficientes obtenidos para cada serie de rentabilidades, que se corresponden con las rentabilidades medias para cada día de la semana, así como el valor del estadístico *t* de Student que nos muestra la significatividad o no de dichos coeficientes. Como se puede comprobar, los resultados obtenidos, en contra de lo que cabría esperar, no se parecen a los obtenidos para un gran número de mercados de valores.

Si observamos los resultados obtenidos tanto con la serie de rentabilidades de cierre a cierre como de apertura a cierre, podemos ver como la rentabilidad media del lunes es significativa y positiva y la rentabilidad media del viernes es positiva pero no podemos señalar que sea anormalmente más alta que la del resto de días de negociación.

Por otro lado, si nos fijamos en los resultados obtenidos a partir de la serie de rentabilidades de cierre a apertura, observamos que la rentabilidad generada durante el fin de semana y materializada en el periodo de pre-apertura del lunes es de signo positivo aunque no significativamente distinta de cero. Esto nos indica que el fin de semana no contribuye a la generación de rentabilidad para el inversor, a diferencia de los resultados obtenidos para otros mercados.

TABLA 1
RENTABILIDADES MEDIAS DE LOS DÍAS DE LA SEMANA

Rentabilidad	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Índice BVL 30					
Cierre a cierre	0,1947 (2,34)*	0,1397 (1,68)**	0,1115 (1,35)	-0,0042 (-0,05)	0,1838 (2,19)*
Apertura a cierre	0,1161 (1,59)	0,1956 (2,69)*	0,0318 (0,44)	-0,0026 (-0,03)	0,1984 (2,70)*
Cierre a apertura	0,0785 (1,13)	-0,0559 (-0,80)	0,0797 (1,15)	-0,0016 (-0,02)	-0,0145 (-0,20)
Índice PSI-20					
Cierre a cierre	0,1844 (2,13)*	0,1426 (1,65)**	0,1089 (1,27)	-0,0095 (-0,10)	0,1730 (1,98)*
Apertura a cierre	0,1233 (1,62)	0,2146 (2,82)*	0,0404 (0,53)	0,0039 (0,05)	0,2092 (2,73)*
Cierre a apertura	0,0610 (0,86)	-0,0719 (-1,01)	0,0685 (0,97)	-0,0134 (-0,18)	-0,0361 (-0,50)

Nota: (*) significativo al 5%, (**) significativo al 10%.

TABLA 2
CONTRASTES DE LAS HIPÓTESIS

Rentabilidad		Efecto Día	Efecto Lunes	Efecto Viernes
BVL 30	Cierre a cierre	3,6278	0,8764	0,6151
	Apertura a cierre	6,3659	0,0162	1,9080
	Cierre a apertura	2,9958	0,9758	0,2587
PSI-20	Cierre a cierre	3,2301	0,6991	0,4673
	Apertura a cierre	6,3180	0,0055	1,7656
	Cierre a apertura	3,0243	0,8825	0,3518
χ^2 (5%)		9,49	3,84	3,84
χ^2 (10%)		7,78	2,71	2,71

En la Tabla 2 podemos observar los resultados obtenidos al realizar los contrastes de las hipótesis planteadas anteriormente. Como podemos ver, no podemos rechazar la ausencia de efecto día, efecto lunes y efecto viernes para las tres series de rentabilidades analizadas.

Estos resultados preliminares indican claramente la ausencia de estacionalidad en las series de rentabilidades de los índices BVL 30 y PSI 20, tanto para el periodo continuo como analizando por separado la rentabilidad generada durante los momentos de negociación activa y la rentabilidad generada cuando el mercado está cerrado.

Sin embargo, hay que señalar que todas estas conclusiones son criticables si no se satisfacen los supuestos implícitos en el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación de los residuos. Para comprobarlo se han aplicado el estadístico de Jarque-Bera, el test ARCH de Engle y el test Q de Box-Pierce-Ljung. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 3.

TABLA 3
TESTS DE NORMALIDAD, HETEROCEDASTICIDAD
Y AUTOCORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS

Rentabilidad		Jarque-Bera	Engle (ARCH)	Q-Box-Pierce-Ljung
BVL 30	Cierre a cierre	2480,748*	80,0622*	118,24*
	Apertura a cierre	28489,83*	6,98125*	9,0577**
	Cierre a apertura	898391,4*	29,6695*	29,874*
PSI-20	Cierre a cierre	2717,282*	69,3803*	48,898*
	Apertura a cierre	31971,30*	6,82143*	26,839*
	Cierre a apertura	1071631*	29,8208*	15,173*
χ^2 (5%)		5,99	3,84	9,49
χ^2 (10%)		9,21	6,63	13,28

Notas:

(*) significativo al 5% y (**) significativo al 10%.

El estadístico Jarque-Bera sigue una distribución χ^2 con dos grados de libertad.

El estadístico ARCH de Engle sigue una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al valor de los retardos introducidos, en nuestro caso 1.

El estadístico Q-Box-Pierce-Ljung sigue una distribución χ^2 con tantos grados de libertad como el orden de autocorrelación considerado, en nuestro caso testamos la autocorrelación hasta de orden 4.

Como se puede comprobar, los residuos asociados a las regresiones por Mínimos Cuadrados no cumplen los supuestos exigidos por dicho método de estimación. Esto hace que los errores estándar no sean los apropiados, por lo que el estadístico t no revela correctamente la significatividad de los coeficientes y los contrastes realizados no los podemos considerar válidos.

Adicionalmente, presentamos los resultados obtenidos aplicando el modelo de rentabilidades puras. En primer lugar, en la Tabla 4, reflejamos las rentabilidades puras obtenidas para cada día de la semana y el valor del estadístico t de Student.

Si observamos los resultados tanto para las rentabilidades de cierre a cierre como de apertura a cierre, podemos ver como la rentabilidad pura del lunes no es la más baja de la semana y de signo negativo y la rentabilidad pura del viernes no es la más alta y de signo positivo. Por otro lado, si observamos la rentabilidad generada en el fin de semana y materializada en el periodo de preapertura del lunes podemos ver que es de signo negativo aunque no significativamente distinta de cero, por lo que el test estadístico de Student no es concluyente para reflejar la existencia de efecto fin de semana en este mercado de valores.

TABLA 4
RENTABILIDADES PURAS DE LOS DÍAS DE LA SEMANA

Rentabilidad	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Índice BVL 30					
Cierre a cierre	0,1068 (1,84)**	-0,0163 (-0,36)	0,0903 (2,10)*	0,0175 (0,39)	0,0655 (1,35)
Apertura a cierre	0,2168 (4,88)*	0,1354 (3,09)*	0,1548 (3,62)*	0,0834 (2,02)*	0,2056 (4,99)*
Cierre a apertura	-0,0313 (-1,48)	-0,0587 (-2,70)*	-0,0590 (-3,97)*	-0,0677 (-3,80)*	-0,1106 (-4,90)*
Índice PSI-20					
Cierre a cierre	0,0885 (1,46)	-0,0127 (-0,26)	0,0937 (2,01)*	0,0003 (0,06)	0,0708 (1,45)
Apertura a cierre	0,2353 (5,09)*	0,1329 (3,02)*	0,1589 (3,38)*	0,1131 (2,56)*	0,1966 (4,57)*
Cierre a apertura	-0,0808 (-4,95)*	-0,0597 (-2,84)*	-0,0622 (-4,35)*	-0,0239 (-1,48)	-0,1048 (-6,19)*

Nota: (*) significativo al 5%, (**) significativo al 10%.

En la Tabla 5, presentamos los resultados obtenidos al realizar el resto de contrastes de hipótesis. Observamos que, tanto para la serie de rentabilidades de cierre a cierre como de apertura a cierre, no se detecta la existencia ni de efecto día, efecto lunes ni efecto viernes. Sin embargo, para la serie de rentabilidades de cierre a apertura, no se puede rechazar la ausencia de efectos lunes y viernes, es decir, hay un comportamiento significativamente distinto en los periodos de preapertura del lunes y del viernes.

Aunque hay que tener en cuenta que estos resultados, que no se han obtenido con la metodología anterior, pueden estar minados, ya que esta serie de rentabilidades, sin exceder los niveles de estacionariedad,⁵ $\alpha_1 + \beta_1 < 1$, requeridos en los modelos GARCH, manifiesta la existencia de *shocks* permanentes de volatilidad. De manera que, sin ser despreciables estos resultados, los consideramos menos concluyentes que los obtenidos anteriormente.

TABLA 5
CONTRASTES DE LAS HIPÓTESIS

Rentabilidad		Efecto Día	Efecto Lunes	Efecto Viernes
BVL 30	Cierre a cierre	4,8227	1,2438	0,0970
	Apertura a cierre	6,4495	2,1974	1,5883
	Cierre a apertura	6,3696	3,0239**	5,3066*
PSI-20	Cierre a cierre	4,1157	0,6494	0,2985
	Apertura a cierre	4,8713	2,8376**	0,5758
	Cierre a apertura	17,222*	0,9936	7,6596*
χ^2 (5%)		9,49	3,84	3,84
χ^2 (10%)		7,78	2,71	2,71

Nota: (*) significativo al 5%, (**) significativo al 10%.

Los resultados obtenidos por los dos enfoques son muy similares. En general hay que destacar que el comportamiento de las rentabilidades diarias de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto es muy distinto al encontrado por la evidencia empírica sobre el efecto día de la semana para otros mercados de valores. En contra de lo que cabría esperar, las rentabilidades medias de los lunes no son significativamente negativas, las rentabilidades medias de los viernes no son significativamente positivas

5 Véase Peña (1993).

y superiores a las de los restantes días de negociación, el periodo de no negociación del fin de semana no contribuye en signo negativo a la generación de rentabilidades, etc.

La principal explicación que podemos dar en relación a los resultados obtenidos está relacionada con la propia microestructura del mercado portugués y concretamente con el Sistema de Liquidación y Compensación de las transacciones, que no favorece a ningún día de la semana para que sea preferible por los inversores para la compra o venta de los títulos.

Debemos señalar que el Sistema de Liquidación y Compensación específico de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto para los años objeto de estudio, dirigido por la Central de Valores Mobiliarios (CENTRAL), permite un periodo máximo de cuatro días para la liquidación de las operaciones y un día más para la compensación, en el Banco de Portugal. Es decir, los pagos se realizan a lo sumo el mismo día en que se produjo la negociación pero de la semana siguiente, a diferencia de otros mercados, como la Bolsa de Nueva York, que permite un retardo de hasta seis días en la liquidación de las transacciones.⁶

Este procedimiento de liquidación y compensación lo podemos ver más detenidamente en la Tabla 6, en la que reflejamos todos los pasos necesarios a realizar en función de los distintos valores mobiliarios negociables en el mercado de valores portugués.

Como podemos observar en la Tabla 6, en términos generales, el Sistema de Liquidación y Compensación se procesa de la siguiente forma:

- Cualquier transferencia de titularidad, procedente de una transacción en Bolsa, es inmediatamente registrada en el sistema de negociación, siendo identificados los intermediarios ejecutantes de la operación.
- Los intermediarios indican en el propio día de la operación, la procedencia de las órdenes ejecutadas en Bolsa, registrándose en el sistema el intermediario financiero ordenante, en el caso de no haber recibido la orden directamente del comitente final.
- En el caso de una venta, los intermediarios, cuando la orden es recibida directamente del comitente final, y los intermediarios financieros, cuando son éstos quienes reciben la orden, deben tener suficiente provisión en sus cuentas de valores mobiliarios.

⁶ Ese mayor diferencial permite aprovechar los días de no-negociación del fin de semana para obtener un mayor periodo de financiación sin recargo de intereses. Este hecho hace que los viernes se perfilen como días preferibles para la compra de títulos, lo que explicaría el rendimiento anormalmente alto en esos días, y los lunes como días preferibles para la venta de títulos, lo que explicaría el rendimiento negativo.

- En el tercer día útil después de la realización de la operación, las cuentas de los intermediarios vendedores son “debitadas” y las cuentas de los intermediarios compradores son “creditadas”.
- Los intermediarios hacen internamente en sus propias cuentas, los asientos correspondientes a la realización de las órdenes de los comitentes.
- La liquidación financiera de las operaciones es igualmente centralizada, pero por el Banco de Portugal, y se procesa en el cuarto día útil después de la realización de la operación: Como resultado de la información que la Central presta al Banco de Portugal, se obtienen los registros efectuados por los intermediarios, incluyendo los valores de las transacciones y la tasa de realización de las operaciones de Bolsa.

TABLA 6
SISTEMA DE COMPENSACIÓN Y LIQUIDACIÓN

Valores Mobiliarios		Compensación (T: día de la transacción)	Liquidación Financiera
Registrados en la Central*	Fungibles y no fungibles	Movimiento de las cuentas de las instituciones financieras en la Central con los saldos de las transacciones realizadas en T: noche de T+3	
Restantes Valores (a registrar en la Central)**	Fungibles	Entrega de los saldos diarios por los corredores a la BVL relativos a las órdenes no transmitidas por instituciones financieras: T+3 Compensación quincenal entre instituciones financieras de los saldos de la última quincena: 5º día útil después de los días 14 y último de cada mes	Movimiento de las cuentas abiertas por los intermediarios financieros en el Banco de Portugal: T+4
	No Fungibles	Entrega de las ventas realizadas en T por las instituciones financieras al corredor vendedor: T+1	
		Entrega de las ventas realizadas en T por el corredor vendedor al corredor comprador: T+2 Entrega de las compras realizadas en T por el corredor comprador a la institución financiera: T+3	

* La Central de Valores Mobiliarios y el Sistema Nacional de Liquidación y Compensación son gestionados por Interbolsa.

** El sistema de compensación y liquidación de estos valores se llama SICOB y es gestionado por la BVL.

Tras este análisis detallado, debemos señalar que, a pesar de que las características del Sistema de Liquidación han sido la causa aportada para explicar la existencia de efecto día de la semana en otros mercados de valores, concretamente, en el mercado de valores portugués y para los años objeto de estudio, podemos encontrar en el particular Sistema de Liquidación la justificación a la inexistencia de dicho fenómeno.

7.8. GRADO DE EFICIENCIA DE LA BOLSA DE VALORES DE LISBOA Y PORTO

Debemos recordar que el concepto de eficiencia es un concepto relativo. Un mercado bursátil no puede ser “totalmente” eficiente, pero sin embargo, si podemos afirmar que sea “suficientemente” eficiente. Esto es lo que podemos decir de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto tras el estudio de las principales anomalías detectadas en otros mercados de capitales.

En el caso del mercado de valores portugués, y para los años objeto de estudio, tan sólo se ha podido apreciar la existencia de un significativo efecto enero, fenómeno caracterizado por la observación durante el primer mes del año de una rentabilidad en los títulos positiva y anormalmente elevada con respecto al resto del año.

La búsqueda de una explicación a la existencia de este movimiento estacional en las series de rentabilidades bursátiles ha permitido que profundicemos en el conocimiento de los motivos de negociación de los distintos tipos de inversores que participan en el mercado y cuál es el impacto de su actuación.

Por un lado, se ha podido apreciar como los inversores individuales, a finales de año, tienen el incentivo de vender aquellos títulos cuyo valor ha disminuido para obtener pérdidas que tendrán la consideración de minusvalías en sus imposiciones sobre ganancias de capital. En cambio, a principios de un nuevo año desaparece esta presión vendedora y los títulos recuperan de esta forma sus niveles de equilibrio, no sin antes producirse rentabilidades anormalmente elevadas

Por otro lado, los inversores institucionales, en torno al cambio de año, suelen llevar a cabo estrategias de maquillaje de carteras. Una de las más utilizadas en la práctica consiste en vender al final del año activos que no han sido populares para que no aparezcan publicados como componentes de las carteras gestionadas, y a cambio comprar aquellos que si han sido más populares para el conjunto del mercado, apareciendo estos últimos en los informes públicos. Sin embargo, una vez pasado el final del año, estos inversores institucionales vuelven a sus posiciones anteriores, apoyando con su actuación la subida de los precios de los activos previamente depreciados.

Sin embargo, también hay que señalar que la evidencia empírica relacionada con este argumento alcanza un menor grado de significatividad. Esto es debido fundamentalmente a que son estrategias conocidas pero muy difíciles de demostrar, y más aún en una situación cada vez más competitiva, ante la presencia de un elevado número de productos de inversión colectiva.

Otro aspecto que hemos puesto de manifiesto en relación a esta anomalía es que, una vez que ha sido detectada su existencia en el mercado de valores portugués y en base a la información obtenida, hemos demostrado la posibilidad de establecer estrategias de inversión factibles que nos permitirían obtener un beneficio extraordinario.

En cambio, el análisis de la más importante anomalía en la valoración de activos, ha puesto de manifiesto la existencia de un efecto tamaño inverso en el mercado de valores portugués, ya que son los títulos de mayor capitalización bursátil los que generan una rentabilidad ajustada al riesgo significativa y positiva. La explicación a esta diferencia con respecto a otros mercados de valores la encontramos en el hecho de que los títulos que cotizan en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto son considerados en su mayor parte títulos de reducida capitalización si los comparamos con aquellos que cotizan en los principales mercados mundiales y que marcan la tendencia global del sector bursátil.

Con respecto al estudio del efecto sobreacción, hemos analizado la posibilidad de un comportamiento irracional de los inversores caracterizado por la tendencia a asignar un peso excesivo a la información reciente y muy poco peso a la pasada, lo cual supone un potencial incumplimiento de la hipótesis de eficiencia del mercado. Sin embargo, podemos afirmar que los inversores del mercado de valores portugués no sobreaccionan ante la información relativa a la cotización pasada de los títulos, lo cual supone un mayor grado de eficiencia para este mercado.

Por último, y cuando analizamos el comportamiento diario de los títulos se aprecia la inexistencia de movimientos estacionales, lo que nos permite afirmar que las rentabilidades bursátiles son independientes del día de la semana en que se producen. Demostrándose la ausencia de implicación en los precios de los títulos el cese de la negociación en el fin de semana.

Su explicación básica se debe al Sistema de Compensación y Liquidación de las transacciones existente en la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto para el periodo de tiempo objeto de estudio, ya que este sistema permite un periodo máximo de cinco días para la liquidación y compensación de las operaciones, de manera que no establece ningún día de la semana como preferible para la realización de las operaciones bursátiles y no permite aprovechar la no-negociación del fin de semana para obtener un mayor periodo de financiación sin recargo de intereses.

Esta es, por tanto, una demostración más de un grado de eficiencia para la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto no existente en otros mercados, procedente en este caso de la propia microestructura del mercado portugués, contribuyendo de este modo a aportar mayores garantías a los inversores actuales y potenciales de este mercado.

BIBLIOGRAFÍA

Página 190 (blanca)

- ACKERT, L.F. y G. ATHANASSAKOS (2000): "Institutional Investors, Analyst Following, and the January Anomaly", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 27, nº 3 y 4, pp. 469-485.
- ADMATI, A.R. y P. PFLEIDERER (1988): "A theory of intraday patterns: volume and price variability", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, nº 1, pp. 3-40.
- AFONSO, A.P. y J.C. TEIXEIRA (1998): "Non-Linear tests of weakly efficient markets: evidence from Portugal", *Instituto Superior de Economia e Gestão*, working paper nº 6/98, Universidade Técnica de Lisboa.
- AITKEN, M. y G. FERRIS (1991): "A Note on the Effect of Controlling for Transaction Costs on the Small Firm Anomaly: Additional Australian Evidence", *Journal of Banking and Finance*, 15, pp. 1195-1202.
- ALEXANDER, G.J., P.G. BENSON y C.E. EGER (1982): "Timing Decisions and the Behavior of Mutual Fund Systematic Risk", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Noviembre, pp. 579-597.
- ALONSO, A. y G. RUBIO (1990): "Overreaction in the Spanish Equity Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, pp. 469-481.
- ALVES, P. (2000): "O papel da Dimensão no Desempenho de Carteiras de Valores Mobiliários – Uma Aplicação aos Fundos de Acções Nacionais", *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários (CMVM)*, nº 8, Agosto, pp. 159-170.
- AMIHUD, Y. y H. MENDELSON (1986): "Liquidity and Stock Returns", *Financial Analysts Journal*, Mayo-Junio, pp. 43-48.
- _____ (1993): "La liquidez y la rentabilidad de las acciones", *Análisis Financiero*, nº 55, pp. 24-29.
- AMUTIO, G. (1995): "¿Puede el maquillaje de carteras explicar el efecto enero?", *Análisis Financiero*, 66, pp. 20-34.
- ANDRÉS, A. (1999): *Impacto sobre el mercado bursátil del vencimiento de los contratos de derivados sobre el Ibex 35*, Tesina CEMFI, nº 9901, enero.

- ARAGÓ, V. y M.A. FERNÁNDEZ (2000): “Estacionalidad mensual del contrato de futuros sobre el índice IBEX-35”, *XIV Congreso Nacional de AEDEM*, Universidad de Jaén.
- ARAGONÉS, J.R. y J. MASCAREÑAS (1994): “La eficiencia y el equilibrio en los mercados de capitales”, *Análisis Financiero*, nº 64, pp. 76-89.
- ARBEL, A. (1985): “Generic stocks: an old product in a new package”, *Journal of Portfolio Management*, summer, pp. 4-13.
- ARIEL, R.A. (1987): “A Monthly Effect in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 161-174.
- _____ (1990): “High stock returns before holidays: existence and evidence on possible causes”, *Journal of Finance*, Vol. XLV, 5, Diciembre, pp. 1611-1626.
- ATHANASSAKOS, G. (1992): “Portfolio Rebalancing and the January Effect in Canada”, *Financial Analysts Journal*, nº 48, Noviembre-Diciembre, pp. 67-78.
- AUERBACH, A., L. BURMAN y J. SIEGEL (1998): “Capital Gains Taxation and Tax Avoidance: New Evidence from Panel Data”, NBER Working Paper No. W6399.
- BACHELIER, L. (1900): *Théorie de la speculation*, Ed. Gauthier-Villars, París.
- BACHILLER, A. (1992a): “Efecto fin de semana en la bolsa española”, *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2ª época, Vol.2, 1-2, pp. 155-162.
- _____ (1992b): “El efecto cambio de año en la bolsa española 1971-1990”, *Información Comercial Española*, 704, Abril, pp. 103-108.
- BALL, R. (1978): “Anomalies in Relationships Between Securities’ Yields and Yield-Surrogates”, *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 103-126.
- _____ (1995): “The theory of stock market efficiency: accomplishments and limitations”, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 8, nº 1, pp. 4-17.
- BALL, R., S. KOTHARI y J. SHANKEN (1995): “Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, pp. 79-107.
- BANZ, W.R. (1981): “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 3-18.
- BARRY, C. y S. BROWN (1984): “Differential information and the small firm effect”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 283-294.
- 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*, Vol. 11, nº 2, pp. 247-277.

- _____ (1994b): “La imposición sobre plusvalías y minusvalías y el volumen de negociación en el mercado bursátil”, *Moneda y Crédito*, nº 199, pp. 97-123.
- BASU, S. (1977): “Investment Performance of Common Stock in Relation to their Price/Earning Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, *Journal of Finance*, vol. 32, nº 3, Junio, pp. 663-682.
- _____ (1983): “The Relationship Between Earnings’ Yields, Market Value and the Returns for NYSE Stocks; Further Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Junio, pp. 129-156.
- BERGÉS, A., J. McCONNELL y G. SCHLARBAUM (1984): “The Turn-of-the-Year in Canada”, *Journal of Finance*, 1, Marzo, pp. 185-92.
- BERGÉS, A. y P. SORIA (1990): “Los precios de las acciones dentro y fuera de horas de mercado”, *Información Comercial Española*, Diciembre, pp. 179-186.
- BHANDARI, L.C. (1988): “Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence”, *Journal of Finance*, 43, pp. 507-528.
- BHARDWAJ, R.K. y D. BROOKS (1992): “The January anomaly: effects of low share price, transaction costs, and bid-ask bias”, *Journal of Finance*, Vol. XLVII, nº 2, pp. 553-575.
- BILDERSEE, J. y N. KAHN (1987): “A Preliminary Test of the Presence of Window Dressing: Evidence from Institutional Stock Trading”, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Verano, pp. 239-265.
- BLACK, F. (1972): “Capital market equilibrium with restricted borrowing”, *Journal of Business*, Julio, pp. 444-455.
- BLACK, F., M.C. JENSEN y M. SCHOLES (1972): “The Capital Asset Pricing Model: some empirical tests”, en Jensen, ed., *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, Nueva York.
- BLASCO, N., P. CORREDOR, C. DEL RÍO y R. SANTAMARÍA (1999): “Estacionalidad diaria en los mercados de divisas (1976-1993)”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 101, pp. 623-644.
- BLUME, M.E. y I. FRIEND (1973): “A New Look at the Capital Asset Pricing Model”, *Journal of Finance*, Vol. 28, nº 1, Marzo, pp. 19-33.
- BLUME, M.E. y R.F. STAMBAUGH (1983): “Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect”, *Journal of Financial Economics*, Noviembre, pp. 387-404.
- BOLLERSLEV, T. (1986): “Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.

- BRANCH, B. (1977): "A Tax Loss Trading Rule", *Journal of Business*, Abril, pp. 198-207.
- BRAUER, G.A. y E.C. CHANG (1990): "Return Seasonality in Stocks and Their Underlying Assets: Tax-Loss Selling versus Information Explanations", *The Review of Financial Studies*, Vol. 3, nº 2, pp. 255-280.
- BREALEY, R.A. y S.C. MYLERS (1993): *Fundamentos de financiación empresarial*, McGraw-Hill, Madrid, 4ªed.
- BRINSON, G.P., L. R. HOOD y G.L. BEEBOWER (1986): "Determinants of portfolio performance", *Financial Analysts Journal*, 43, pp. 39-44.
- BROCK, W., J. LAKONISHOK y B. LEBARON (1992): "Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns", *Journal of Finance*, 5, pp. 1731-1764.
- BROWN, P., A. KLEIDON y T. MARSH (1983): "New evidence on the nature of size related anomalies in stock prices", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 33-56.
- BROWN, P., D. KEIM, A. KLEIDON y T. MARSH (1983): "Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis: Analysis of the Arguments and Australian Evidence", *Journal of Financial Economics*, vol 12, pp. 105-127.
- CAMINO, D. (1997): "Efectos Intradía y Día de la Semana en la Bolsa de Madrid. Información y volumen de contratación", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol.XXVI, nº 90, Enero-Marzo, pp. 51-75.
- CAMPBELL, J.Y., A.W. LO y A.C. MACKINLAY (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- CAMPBELL, K. y R. LIMMACK (1997): "Long-Term Overreaction in the UK Stock Market and Size Adjustments", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, pp. 537-548.
- CHAMBERLAIN, T.W., C.S. CHEUNG y C.C.Y. KWAN (1989): "Expiration-day effects of index futures and options: some Canadian evidence", *Financial Analysts Journal*, septiembre-octubre, pp. 67-71.
- CHAN, K. (1986): "Can Tax-Loss Selling Explain the January Seasonal in Stock Returns?", *Journal of Finance*, Vol. XLI, nº 5, pp. 1115-1128.
- _____ (1988): "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business*, Vol. 61, nº 2, pp. 147-163.
- CHAN, K. y N. CHEN (1991): "Structural and Returns Characteristics of Small and Large Firms", *Journal of Finance*, Vol. 46, nº 4, pp. 1467-1484.

- CHAN, K.C., N. CHEN y D. HSIEH (1983): "An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect", manuscrito, Abril, Universidad de Chicago.
- CHAN L.K., N. CHEN y D. HSIEH (1985): "An explanatory investigation of the firm size effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, pp. 451-471.
- CHAN L.K., Y. HAMAO y J. LAKONISHOK (1991): "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *Journal of Finance*, Diciembre, pp. 1739-1764.
- CHAN L.K. y J. LAKONISHOK (1995): "The Behavior of Stock Prices Around Institutional Trades", *Journal of Finance*, Vol. L, n° 4, pp.1147-1174.
- CHAN L.K., N. JEGADEESH y I. LAKONISHOK (1996): "Momentum Strategies", *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 1681-1713.
- CHANG, E.C., J.M. PINEGAR y R. RAVICHANDRAN (1993): "International Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, n° 4, Diciembre, pp. 497-513.
- CHELLEY-STEELEY, P. (1996): "Risk, seasonality and the asymmetric behaviour of stock returns", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 23, 1, pp. 145-153.
- CHEN, N. (1983): "Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing", *Journal of Finance*, Vol. 38, n° 5, pp. 1393-1414.
- CHEN, C. y J. WILLIAMS, (1994): "Triple-witching hour, the change in expiration timing, and stock market reaction", *Journal of Futures Markets*, 14, 3, pp. 275-292.
- CHEUNG, Y.L. (1995): "Intraday returns and the day-end effect: evidence from the Hong Kong equity market", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 22 (7), pp. 1023-1034.
- CHEUNG, K.C. y A. COUTTS (1999): "The January effect and monthly seasonality in the Hang Seng index: 1985-97", *Applied Economics Letters*, 6, pp. 121-123.
- CHOPRA, N., J. LAKONISHOK y J. RITTER (1992): "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?", *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 235-268.
- CHRISTIE, A. y M. HERTZEL (1981): "Capital Asset Pricing Anomalies", working paper, University of Rochester.
- CINAR, E.M. y J. VU (1987): "Evidence on the effect of option expirations on stock prices", *Financial Analysts Journal*, enero-febrero, pp. 55-57.

COMISSÃO DO MERCADO DE VALORES MOBILIÁRIOS (CMVM).
CUADERNOS DO MERCADO DE VALORES MOBILÁRIOS, Nº 8,
Agosto, 2000.

_____: RELATORIO ANUAL, 1991 a 1999.

CONDOYANNI, L., J. O'HANLON y C. WARD (1988): "Weekend effects in stock market returns: international evidence", *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press, pp.52-63.

CONNOLLY, R.A. (1991): "A posterior odds analysis of the weekend effect", *Journal of Econometrics*, 49, pp. 51-104.

CONRAD, J. y G. KAUL (1993): "Long-Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns", *Journal of Finance*, Vol. 48, nº 1, Marzo, pp. 39-63.

CONSTANTINIDES, G. (1984): "Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns", *Journal of Financial Economics*, 13, Marzo, pp. 65-89.

COOK, T. y M. ROZEFF (1984): "Size and earnings/price ratio anomalies: one effect or two?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 19, 4, pp. 449-466.

COPELAND, T.E. y J.F. WESTON (1988): *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley, Reading, Massachusetts, 3ª edición.

CORREDOR P. y R. SANTAMARÍA (1996): "El Efecto Día de la Semana: Resultados sobre algunos mercados de valores europeos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXV, nº 86, Enero-Marzo, pp. 235-252.

CORREDOR, P., P. LECHÓN y R. SANTAMARÍA (1997): "El vencimiento de los derivados y el Ibex-35", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. V, nº 14, pp. 81-97.

_____. (2000): "El efecto vencimiento en las opciones sobre acciones", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXX, nº 104, pp.

CORTESÃO, P.M. (1999): *A Distribuição e a Dependência Temporal de Taxas de Rentabilidade*, Ed. Associação da Bolsa de Derivados do Porto.

CORZO, T. y E. MARTÍNEZ-ABASCAL (1996): "Anomalías en la valoración de activos y CAPM en la Bolsa de Madrid: 1988-1994", *IV Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN) y Confederación Española de Cajas de Ahorros, Madrid.

COUTTS, J.A. y M.A. SHEIKH (2000): "The January Effect and monthly seasonality in the all gold index on the Johannesburg Stock Exchange 1987-1997", *Applied Economics Letters*, Vol. 7, nº 8, pp. 489-492.

- COUTTS, J.A., C. KAPLANIDIS y J. ROBERTS (2000): "Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, Vol. 10, nº 5, Octubre, pp. 561-571.
- CROSS, F. (1973): "The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, Noviembre-Diciembre, pp. 67-69.
- CUNY, C.J., M. FEDENIA y R.A. HAUGEN (1996): "Professional Investor Re-entry and the January Effect", *Advances in Financial Economics*, Vol. 2, pp. 47-74.
- DAMODARAN, A. (1989): "The weekend effect in information releases: A study of earnings and dividend announcements", *Review of Financial Studies*, 2, pp. 607-623.
- DE BONDT, W.F.M. y R.H. THALER (1985): "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance*, vol. 40, nº 3, Julio, pp. 793-808.
- _____ (1987): "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance*, vol. 42, nº 3, Julio, pp. 557-581.
- DEMSETZ, H (1986): "Corporate control, insider trading, and rates of return", *American Economic Review*, 76, pp. 313-316.
- DYL, E. (1977): "Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior", *Journal of Finance*, Vol. 32, nº 1, Marzo, pp. 165-175.
- EDELEN, R.M. y J.B. WARNER (2001): "Aggregate price effects of institutional trading: a study of mutual fund flow and market returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, nº 2, pp. 195-220.
- ELTON, E.J., M.J. GRUBER, S. DAS y M. HKLARKA (1991): "Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios", working paper, Universidad de Nueva York.
- EASTON, E.A. y R.W. FAFF (1994): "An investigation of the robustness of the day of the week effect in Australia", *Applied Financial Economics*, 4, pp. 99-110.
- FAMA, E.F. (1965): "The Behavior of Stock Market Prices", *Journal of Business*, Enero, pp. 34-105.
- _____ (1970): "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Mayo, pp. 383-417.
- _____ (1976): *Foundations of Finance*, Basic Books, Nueva York.
- _____ (1991): "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, 5, Diciembre, pp. 1575-1617.

- _____ (1998): “Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, nº 3, September, pp. 283-306.
- FAMA, E.F., L. FISHER, M. JENSEN y R. ROLL (1969): “The Adjustment of Stock Prices to new information”, *International Economic Review*, 10, pp. 1-21.
- FAMA, E.F. y K.R. FRENCH (1986): “Permanent and temporary components of stock prices”, *Journal of Political Economy*, 98, pp. 246-274.
- _____ (1992): “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, Junio, pp. 427-465.
- _____ (1993): “Common risk factors in the returns on stock and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- _____ (1996): “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, *Journal of Finance*, Vol. 51, nº 1, pp. 55-84.
- _____ (1997): “Value versus Growth: The International Evidence”, working paper, University of Chicago.
- FAMA, E.F. y J.D. MACBETH (1973): “Risk, return and equilibrium: empirical tests”, *Journal of Political Economy*, Mayo-Junio, pp. 607-636.
- FERNÁNDEZ, E. (1998): *El papel de las asimetrías de la información como factor explicativo de las anomalías en las rentabilidades de los títulos*, Tesis Doctoral, Universidad de Cantabria.
- FERNÁNDEZ, E. y B. TORRE (2000): “El efecto enero: contraste para el mercado español de fondos de inversión”, *XIV Congreso Nacional de AEDEM*, Universidad de Jaén.
- FISHER, L. (1966): “Some new stock-market indexes”, *Journal of Business*, 39, pp. 191-225.
- FORNER, C. y J. MARHUENDA (2001): “¿Existe en el mercado español un efecto sobre-reacción?”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXX, nº 107, enero-marzo, pp. 39-66.
- FOSTER, F.D. y S. VISWANATHAN (1993): “Variations in trading volume, return volatility and trading costs: Evidence on recent price formation models”, *Journal of Finance*, 48, pp. 187-211.
- FRENCH, K (1980): “Stock Returns and The Weekend Effect”, *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.
- FRENCH, K. y R. ROLL (1986): “Stock Return Variances. The Arrival of Information and the Reaction of Traders” *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 5-26.

- GARCÍA OLALLA, M. y B. TORRE (2000): “La respuesta de los gestores ante la evaluación de los fondos de inversión: un enfoque de agencia”, *VIII Foro de Finanzas*, Universidad Carlos III de Madrid y Asociación Española de Finanzas (AEFIN).
- GIBBONS, M. y P. HESS (1981): “Day of the Week Effects and Asset Returns”, *Journal of Business*, 54, pp. 579-596.
- GIVOLY, D. y A. OVADIA (1983): “Year-End Tax-Induced Sales and Stock Market Seasonality”, *Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, nº 1, pp. 171-185.
- GÓMEZ SALA, J. y J. MARUHENDA (1998a): “Tamaño y estacionalidad en la rentabilidad mensual de las acciones”, *Actualidad Financiera*, Mayo, pp. 25-37.
- _____ (1998b): “La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español”, *Revista española de Financiación y Contabilidad*, 97, Octubre-Diciembre, pp. 1033-1059.
- GÓMEZ-BEZARES, F. (1995): “Panorama de la Teoría Financiera”, Presentación del *III Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN) y Universidad Comercial de Deusto, Bilbao.
- _____ (2000): *Gestión de carteras*, Desclée de Brouwer, Bilbao.
- GÓMEZ-BEZARES, F., J.A. MADARIAGA y J. SANTIBÁÑEZ (1994): *Valoración de acciones en la Bolsa Española*, Desclée de Brouwer, Bilbao.
- _____ (1999): “Riesgo y rentabilidad en mercados de tamaño intermedio (el caso español)”, *Análisis Financiero*, nº 78, pp. 52-74.
- GREENE, W.H. (1999): *Análisis Económico*, Prentice Hall Iberia, Madrid.
- GRINBLATT, M., T. SHERIDAN y R. WERMERS (1995): “Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior”, *American Economic Review*, Vol. 85, nº 5, December, pp. 1088-1105.
- GRINBLATT, M. y M. KELOHARJU (2001): “What Makes Investors Trade?”, *Journal of Finance*, Vol. 56, nº 2, April, pp. 589-616.
- GREGORY, A., R. HARRIS y M. MICHOU (2001): “An Analysis of Contrarian Investment Strategies in the UK”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, nº 9 y 10, November-December, pp. 1193-1229.
- GULTEKIN, M. y N. GULTEKIN (1983): “Stock market Seasonality: International Evidence”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, nº 4, Diciembre, pp. 463-481.

- HARRIS, L. (1988): "Intra-day stock return patterns", *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press.
- _____ (1989): "A day-end transaction price anomaly", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, 1, pp. 29-45.
- HARVEY. C. y R. HUANG (1990): "Inter and Intraday Volatility in the Foreign Currency Futures Market", *European Finance Association*, XVI anual meeting.
- HAUGEN, R.A. y P. JORION (1996): "The January Effect: Still There after All These Years", *Financial Analysts Journal*, enero-febrero, pp. 27-31.
- HAUGEN, R.A. y J. LAKONISHOK (1998): *El increíble Efecto Enero*, Ariel Sociedad Economía, Barcelona.
- HAWAWINI, G. y D.B. KEIM (2000): "The cross section of common stock returns: A review of the evidence and some new findings", *Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 3-43.
- HAWAWINI, G. y C. VIALLET (1987): "Seasonality, Size Premium and the Relationship between the Risk and the Return of French Common Stocks", Working Paper, The Wharton School, University of Pennsylvania.
- HENRIKSON, R.D. y R.C. MERTON (1981): "On Market Timing and Investment Performance, II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business*, Octubre, pp. 513-533.
- HENSEN, C. R. y W. T. ZIEMBA (1996): "Investment results from exploiting turn of the month effects", *Journal of Portfolio Management*, primavera, pp. 17-23.
- HERRERA, M y L. LOCKWOOD (1994): "The Size Effect in the Mexican Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, 18, pp. 621-632.
- HONG H. y J. STEIN (1999): "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets", *Journal of Finance*, Vol. 54, nº 6, pp. 2143-2184.
- IPPOLITO, R.A. (1989): "Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance", *Quarterly Journal of Economics*, 104, pp. 1-23.
- JACOBS, B.I. y K.N. LEVY (1988): "Calendar Anomalies: Abnormal Returns At Calendar Turning Points", *Financial Analyst Journal*, 6, pp. 28-39.
- JAFFE, J. y R. WESTERFIELD (1985): "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The Internacional Evidence", *Journal of Finance*, 40, pp. 433-454.

- JAMES, C. y R. EDMISTER (1983): "The Relation Between Common Stock Returns Trading Activity and Market Value", *Journal of Finance*, Vol. 38, n° 4, Septiembre, pp. 1075-1086.
- JEGADEESH, N. y S. TITMAN, (1993): "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 65-91.
- _____ (2001): "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations", *Journal of Finance*, Vol. 56, April, pp. 699-720.
- JONES, S., W. LEE y R. APENBRINK (1991): "New Evidence on the January Effect before Personal Income Taxes", *Journal of Finance*, Vol. 46, n° 5, Diciembre, pp. 1909-1924.
- JONES, C.P., D.K. PEARCE y J.W. WILSON (1987): "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note", *Journal of Finance*, Vol. XLII, n° 2, pp. 453-461.
- KAHNEMAN, D. y A. TEVERSKY (1982): "Intuitive Prediction: Biases and Corrective Procedures", *Judgement under Uncertainty: Heuristic and Biases*, Kahneman, Slovic y Tversky (ed.), Cambridge University Press, New York.
- KAMARA, A. (1997): "New evidence on the monday seasonal in stock returns", *Journal of Business*, Vol. 70, n° 1, pp. 63-84.
- KATO, K. y J. SCHALHEIM (1985): "Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2, Junio, pp. 243-260.
- KEIM, D.B. (1983): "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, Marzo, pp. 13-32.
- _____ (1985): "Dividend Yields and Stock Returns: Implication of Abnormal January Returns", *Journal of Financial Economics*, 14, Septiembre, pp. 473-489.
- _____ (1988): "Stock Market Regularities: A Synthesis of the Evidence and Explanations", *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press.
- KEIM, D.B. y R.F. STAMBAUGH (1984): "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns", *Journal of Finance*, n° 3, Julio, pp. 819-840.
- _____ (1986): "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, pp.357-390.
- KIM, C.K. y J. PARK (1994): "Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1, pp. 145-157.

- KLEMKOSKY, R.C. (1978): "The impact of option expirations on stock prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, pp. 507-518.
- KOHERS, T. y J.B. PATEL (1999): "A new time-of-the-month anomaly in stock index returns", *Applied Economics Letters*, nº 6, pp. 115-120.
- KOTHARI, S.P., J. SHANKEN y R. SLOAN (1995): "Another look at the cross-section of expected stocks returns", *Journal of Finance*, nº 50, pp. 185-224.
- KRAMER, C. (1994): "Macroeconomic seasonality and the january effect", *Journal of Finance*, vol. XLIX, nº 5, december, pp.1883-1891.
- KRYZANOWSKI, L. y H. ZHANG (1992): "The Contrarian Investment Strategy Does Not Work in Canadian Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, nº 3, pp. 393-395.
- KUHN, T.S. (1970): *The Structure of Scientific Revolutions*, Chicago, University of Chicago Press.
- LAKONISHOK, J. y M. LEVI (1982): "Weekend Effects on Stock Returns: A Note", *Journal of Finance*, 37, pp. 883-889.
- LAKONISHOK, J. y E. MABERLY (1990): "The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors", *Journal of Finance*, 45, pp. 231-243.
- LAKONISHOK, J., A. SHLEIFER, R. THALER y R. VISHNY (1991): "Window Dressing By Pension Fund Managers", *American Economic Review*, vol. 81, nº 2, pp. 227-231.
- LAKONISHOK, J., A. SHLEIFER y R. VISHNY (1994): "Contrarian investment, extrapolation, and risk", *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 1541-1578.
- LAKONISHOK, J. y S. SMIDT (1984): "Volume, price and rate of return for active and inactive stocks with applications to turn of the year behavior", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 435-455.
- _____ (1986): "Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading", *Journal of Finance*, Vol. 41, nº 4, Septiembre, pp. 951-974.
- _____ (1988): "Are Seasonal Anomalies Real? A ninety years perspective", *Review of Financial Studies*, 1, pp. 403-425.
- LAKONISHOK, J. y T. VERMAELEN (1983): "Tax Reform and Ex-Dividend Day Behavior", *Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, nº 4, pp. 1157-
- LAMOTHE, P. (1999): *Gestión de carteras de acciones internacionales*, Ed. Pirámide, Madrid.

- LEÓN, A. y J. MARHUENDA (1997): “Nuevas evidencias sobre la estacionalidad diaria en el precio de las acciones”, *V Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN) y Universidad de Málaga, Benalmádena.
- LEVIS, M. (1988): “Size related anomalies and trading activity of UK institutional investors”, *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press, pp.155-175.
- LINTNER, J. (1965): “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *Review of Economics and Statistics*, 1, Febrero, pp 13-37.
- LITZENBERGER, R.H. y K. RAMASWAMY (1972): “The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence”, *Journal of Financial Economics*, Junio, pp. 163-195.
- LO, A.W. y A.C. MACKINLAY (1988): “Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test”, *Review of Financial Studies*, 1, pp. 41-66.
- LLOR, A., M.I. MARTÍNEZ y J. YAGÜE (2000): “Análisis empírico del efecto día de la semana en la Bolsa de Madrid”, *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Vol. 9, nº 1, pp. 105-118.
- MABERLY, E.D. y B.A. MARIS (1991): “The January Effect, Arbitrage Opportunities, and Derivative Securities: Has Anything Changed?”, *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, nº 2, pp. 253-257.
- MAO, C., R. RAO y R. SEARS (1989): “Limit Moves and Price Resolution: The Case of the Treasury Bond Futures Market”, *Journal of Futures Markets*, 9, pp. 321-335.
- MARKOWITZ, H. (1952): “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, pp. 77-91.
- _____ (1959): *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, John Wiley, New York.
- MARHUENDA, J. (1997): *Anomalías en los modelos de valoración de activos*, Servicio de Publicaciones. Universidad de Alicante.
- _____ (1998): “Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español”, *Revista española de Financiación y Contabilidad*, 94, Enero-Marzo, pp. 13-36.
- MARTÍN, J.L., M.D. OLIVER y A. DE LA TORRE (2000): *Riesgo de Mercado y de Crédito: Un enfoque analítico*, Grupo Editorial Atril, Sevilla.
- MARTÍNEZ-ABASCAL, E. (1993): *Eficiencia débil del mercado bursátil español y comparaciones internacionales*, Estudios Bursátiles, Bolsa de Madrid.

- MAX VAN DER BERG, W., R.E. WESSELS y R.T. WIJMENGA (1988): “Two tests of the tax-loss selling hypothesis”, *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press, pp. 147-154.
- MAXWELL, W.F. (1998): “The January Effect in the Corporate Bond Market: A Systematic Examination”, *Financial Management*, Vol. 27, nº 2, pp. 18-30.
- MENÉNDEZ, S. y S. ÁLVAREZ (2000): “La rentabilidad y persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de renta variable”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIX, nº 103, Enero-Marzo, pp. 15-36.
- MILLER, E.M. (1989): “Explaining intraday and overnight price behaviour”, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, 4, pp. 10-16.
- MIRALLES MARCELO, J.L. y J.L. MIRALLES QUIRÓS (2002a): *Análisis Bursátil. Estructura del Mercado y Estrategias de Inversión*, Ed. Universitas, Badajoz.
- _____ (2002b): “Factores determinantes del valor bursátil de las empresas portuguesas (1991-1999), Nuevas propuestas metodológicas”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXI, nº 112, pp. 495-528.
- _____ (2002c): *Tamaño y Rentabilidad de las empresas portuguesas*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Extremadura, Cáceres.
- MIRALLES, J.L. y M.M. MIRALLES (2000): “An Empirical Analysis of the Weekday Effect on the Lisbon Stock Market Over Trading and Non-Trading Periods”, *Portuguese Review of Financial Markets*, Vol. 3, nº 2, pp. 5-14.
- _____ (2001): “El comportamiento de los inversores individuales ante el cambio de año. Análisis de la hipótesis de pérdidas fiscales”, *Actualidad Financiera*, Vol. VI, pp. 43-56.
- MOOKERJEE, R. y Q. YU (1999): “Seasonality in Returns on the Chinese Stock Markets: the case of Shanghai and Shenzhen”, *Global Finance Journal*, Vol. 10, nº 1, pp. 93-105.
- MOSSIN, J. (1966): “Equilibrium in capital asset market”, *Econometría*, Octubre, pp. 768-783.
- MUN, J., R. KISH y G. VASCONCELLOS (2001): “The Contrarian Investment strategy: additional evidence”, *Applied Financial Economics*, nº 11, pp. 619-640.
- MUSTO, D.K. (1997): “Portfolio disclosures and year-end price shifts”, *Journal of Finance*, vol. LII, nº 4, september, pp.1563-1588.

- NAKAMURA, T. y N. TERADA (1984): "The Size Effect and Seasonality in Japanese Stock Returns", manuscrito, Nomura Research Institute.
- NETO, J. y J. OLIVEIRA (1999): "Evaluating the Performance of Moving Average Trading Rules", *Portuguese Review of Financial Markets*, nº 1, pp. 215-238.
- NICHOLSON, S.F. (1960): "Price-Earning Ratios", *Financial Analysts Journal*, Julio-Agosto, pp. 43-50.
- _____ (1968): "Price Ratios in Relation to Investment Results", *Financial Analysts Journal*, 24, pp. 105-109.
- NOFSINGER, J.R. y R.W. SIAS (1999): "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors", *Journal of Finance*, Vol. 54, nº 6, pp. 2263-2295.
- ODEAN, T. (1998): "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?", *Journal of Finance*, Vol. 53, nº 5, pp. 1775-1798.
- OSBORNE, M.F.M. (1959): "Brownian motion in the stock market", *Operations research*, Marzo-Abril, pp. 48-55.
- _____ (1962): "Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices", *Operations Research*, Vol.10, pp. 345-379.
- PARDO, A. (1998): "Efectos de los mercados derivados sobre Ibex-35 en el activo subyacente", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXVII, nº 94, pp. 99-128.
- PEAVY, J.W. y D.A. GOODMAN (1983): "Industry-Relative Price-Earnings Ratios as Indicators of Investment Returns", *Financial Analysts Journal*, Julio-Agosto.
- PENMAN, S. (1987): "The Distribution of Earnings News Over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol.18, pp. 199-228.
- PEIRÓ, A. (1993): "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 93-10.
- PEÑA, J. DE (2000): "Anomalías en el mercado de acciones español durante los años noventa", *Actas del I Encuentro Iberoamericano de Finanzas y Sistemas de Información*, Universidad de Cádiz, Jerez, pp. 227-241.
- PEÑA, J.I. (1992): "On Meteor Showers in Stock Markets: New York vs Madrid", *Investigaciones Económicas*, 16, pp. 225-234.

- POPE, P.F. y P.K. YADAV (1992): "The impact of expiration on underlying stocks: the UK evidence", *Journal of Business Finance and Accounting*, 19, 3, pp. 329-344.
- POTERBA, J.M. y L. SUMMERS (1988): "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications", *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 27-59.
- POTERBA, J.M. y S.J. WEISBENNER (2001): "Capital Gains Tax Rules, Tax-Loss Trading, and Turn-of-the-year Returns", *Journal of Finance*, Vol. 56, nº 1, February, pp. 353-368.
- POWER, D., A. LONIE y R. LONIE (1991): "The Overreaction Effect. Some UK Evidence", *British Accounting Review*, Vol. 23, Junio, pp. 793-805.
- REBURN, J. (1994): "A note on firm size, information availability and market reactions to us stock ownership reporting announcements", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 21, 3, pp. 445-455.
- REESE, W.A. (1998): "Capital Gains Taxation and Stock Market Activity: Evidence from IPOs", *Journal of Finance*, Vol. 53, nº 5, pp. 1799-1819.
- REINGANUM, M.R. (1981): "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values", *Journal of Financial Economics*, pp. 19-46.
- _____ (1983): "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January. Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Noviembre, pp. 89-104.
- _____ (1991): "El colapso de la hipótesis del mercado eficiente", *Análisis Financiero*, nº 55, pp. 30-37.
- _____ (1992): "A revival of the small-firm effect", *Journal of Portfolio Management*, Primavera, pp. 55-62.
- _____ (1993): "Anatomía de un ganador del mercado bursátil", *Análisis Financiero*, nº 59, pp. 46-61.
- REINGANUM, M. y J. KIHOLM (1983): "Investor preference for large firms: new evidence on economies of size", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 32, 2, pp. 213-227.
- REINGANUM, M. y A. SHAPIRO (1987): "Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence from the London Stock Exchange", *Journal of Business*, 2, pp. 281-295.
- REPÚBLICA PORTUGUESA. Lei nº 442-A/88, de 30 de Noviembre.
- _____ : Lei nº 442-B/88, de 30 de Noviembre.
- _____ : Lei nº 30-C/92, de 28 de Diciembre.

- RITTER, J.R. (1988): "The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year", *Journal of Finance*, 43, pp. 701-717.
- RITTER, J.R. y N. CHOPRA (1989): "Portfolio Rebalancing and the Turn-of-the-Year Effect", *Journal of Finance*, Vol. XLIV, n° 1, pp.149-166.
- ROBERTS, H.W. (1959): "Stock market Patterns and financial analysis: methodological suggestions", *Journal of Finance*, Marzo, pp. 1-10.
- _____ (1967): "Statistical versus clinical prediction of the stock market", documento no publicado presentado al seminario sobre análisis de los precios de los títulos, Universidad de Chicago, Mayo.
- RODRÍGUEZ, R. (2000): "Implicaciones de los modelos de valoración de activos sobre la distribución de los rendimientos financieros", *Actualidad Financiera*, n° 1, pp. 29-41.
- ROGALSKI, R.J. (1984): "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note", *Journal of Finance*, 39, pp. 1603-1614.
- ROLL, R. (1977): "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests; Part I: On Past and Potencial Testability of the Theory", *Journal of Financial Economics*, 4, Marzo, pp. 129-176.
- _____ (1981): "A Possible Explanation of the Small Firm Effect", *Journal of Finance*, 36, pp. 879-888.
- _____ (1983): "Vas ist das? The turn-of-the-year effect and the Return Premia of small Firms", *Journal of Portfolio Management*, 9, invierno, pp. 18-28.
- _____ (1994): "What every CFO should know about scientific progress in financial economics: what is known and what remains to be resolved", *Financial Management*, Vol. 23, n° 2, pp. 69-75.
- ROLL, R. y S.A. ROSS (1984): "The arbitrage pricing theory approach to strategic portfolio planning", *Financial Analysts Journal*, Mayo-Junio, pp. 14-26.
- ROSS, S.A. (1976): "The Arbitrage Theory of Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13, Diciembre, pp. 343-362.
- ROSS, S.A., R.W. WESTERFIELD y J.F. JAFFE (1995): *Finanzas Corporativas*, Irwin, Madrid.
- ROZEFF, M. y W. KINNEY (1976): "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 379-402.
- RUBIO, G. (1986a): "Análisis Multivariante del Cero-Beta CAPM: el Mercado Español de Capitales", *Revista Española de Economía*, 3, pp. 343-365.

- _____ (1986b): “Los efectos de la contratación poco frecuente: tamaño y valoración”, *Boletín de Estudios Económicos*, Vol. 41, 128, pp. 369-383.
- _____ (1988): “Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market”, *Journal of Banking and Finance*, 12, pp. 221-242-
- _____ (1991): “Formación de precios en el mercado bursátil: Teoría y evidencia empírica”, *Cuadernos Económicos del ICE*, 49, pp. 157-186.
- RUBIO, G. y L. SALVADOR (1991): “Estacionalidad diaria de los precios en el mercado español de capitales”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XX, nº 67, pp. 307-336.
- SAMUELSON, P.P. (1965): “Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, *Industrial Management Review*, 6, pp. 41-49.
- SANCHES, F.J. (1999): “Los Factores de Riesgo de las Acciones Portuguesas”, *VII Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN) y Universidad de Valencia, Valencia.
- SANTESMASES, M. (1986): “An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 13, pp. 267-276.
- SCHLAG, C. (1996): “Expiration day effects of stock index derivatives in Germany”, *European Financial Management*, Vol. 1, nº 1, pp. 69-95.
- SCHULTZ, P. (1985): “Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note”, *Journal of Finance*, Vol. 40, nº 1, pp. 333-343.
- SCHWERT, G.W. (1983): “Size and stock returns, and other empirical regularities”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 3-12.
- SEYHUN, H. N. (1986): “Insiders’ Profits, Cost of Trading, and Market Efficiency”, *Journal of Financial Economics*, 16, pp. 189-212.
- _____ (1988): “The January Effect and Aggregate Insider Trading”, *Journal of Finance*, 1, March, pp.129-141.
- _____ (1993): “Can Omitted Risk Factors Explain the January Effect? A Stochastic Dominance Approach”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 28, nº 2, pp. 195-212.
- SHANKEN, J. (1982): “The arbitrage pricing theory: is it testable?”, *Journal of Finance*, Diciembre, pp. 1129-1140.
- SHANKEN, J. y W. SMITH (1996): “Implications of Capital Markets Research for Corporate Finance”, *Financial Management*, Vol. 25, nº 1, pp. 98-104.

- SHARPE, W. F. (1963): "A Simplified Model for Portfolio Analysis", *Management Science*, Vol. IX, nº 2, Enero, pp. 277-293.
- _____ (1964): "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 3, Septiembre, pp. 425-442.
- SHEFRIN, H. y M. STATMAN (1985): "The disposition to sell winners too early and ride losers too long: theory and evidence", *Journal of Finance*, Vol. 40, nº 3, July, pp. 777-790.
- SIAS, R.W. y L.T. STARKS (1997): "Institutions and individuals at the turn-of-the-year", *Journal of Finance*, vol. LII, nº 4, September, pp.1543-1562.
- SMIRLOCK, M y L. STARKS (1986): "Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, vol.17, pp. 197-210.
- SOLDEVILLA, E. (1999): *Los fondos de inversión. Gestión y valoración*, Pirámide, Madrid.
- STAMBAUGH, R. (1982): "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis", *Journal of Financial Economics*, vol. 10, pp. 237-268.
- STEIN, J. (1989): "Overreactions in the Options Market", *Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 1011-1024.
- STICKEL, S. (1982): "Empirical Tests of Futures Prices", Working paper, Universidad de Chicago.
- STOLL, H.R. y R.E. WHALEY (1983): "Transaction costs and the small firm effect", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp. 57-79.
- _____ (1987): "Program trading and expiration-day effects", *Financial Analysts Journal*, marzo-abril, pp. 16-28.
- _____ (1991): "Expiration-day effects: What has changed?", *Financial Analysts Journal*, enero-febrero, pp. 58-72.
- STUCKI, T. y W. WASSERFALLEN (1994): "Stock and option markets: the Swiss evidence", *Journal of Banking and Finance*, 18, pp. 881-893.
- SUÁREZ SUÁREZ, A.S. (1993): *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*, Pirámide, Madrid, 15ª ed.
- SULLIVAN, R., A. TIMMERMANN y H. WHITE (1998): "Dangers of data-driven inference: the case of Calendar Effects in stock returns", discussion paper 98-16, Universidad de California, San Diego, Junio.

- SUNDAR, C.S., J.M. HILL y LAJAUNIE (2000): "Tax incentives and individual investor behaviour", *Applied Economics Letters*, 7, pp. 91-94.
- TAPIA, M. (1997): "Resultados preliminares sobre la estacionalidad de la prima por liquidez en España: Efectos Fiscales", *Información Comercial Española. Avances Recientes en Finanzas*, nº 764, julio-agosto, pp. 65-75.
- _____ (1999): "Liquidez en los mercados financieros y selección adversa: problemas de estimación y comprensión", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXVIII, nº 98, enero-marzo, pp. 201-220.
- TAUCHEN, G., H. SHANG y H. LIU (1996): "Volume, volatility and leverage: A Dynamic analysis", *Journal of Econometrics*, 74, pp. 177-208.
- THOMPSON, R.B., C. OLSEN y J.R. DIETRICH (1987): "Attributes of news about firms: an analysis of firm-specific news reported in the Wall Street Journal Index", *Journal of Accounting Research*, Vol. 25, 2, pp. 245-273.
- TINIC, S. y R. WEST (1984): "Risk and Return: January versus the rest of the year", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp. 561-574.
- TOBIN, J. (1958): "Liquidity Preference as Behavior towards Risk", *Review of Economic Studies*, Febrero, pp. 65-86.
- TORRE, B. (1998): "Análisis de la Gestión de los Fondos de Inversión de Renta Variable Españoles", Actas del VIII Congreso Nacional de ACEDE, Las Palmas de Gran Canarias.
- TREYNOR, J. (1961): "Toward a Theory of Market Value of Risky Assets", trabajo no publicado.
- _____ (1965): "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review*, Enero-Febrero, pp. 63-75.
- VALLEJO, B. (1998): "La gestión de carteras de los Fondos de Inversión: la asignación de activos", *Análisis Financiero*, nº 76, pp. 52-62.
- VEIT, E.T. y J.M. CHENEY (1982): "Are Mutual Funds Market Timers?", *Journal of Portfolio Management*, Invierno, pp. 35-42.
- VERGIN, R.C. y J. MCGINNIS (1999): "Revisiting the Holiday Effect: is it on Holiday?", *Applied Financial Economics*, nº 9, pp. 477-482.
- VERMAELEN, T. (1988): Discussion of "Size related anomalies and trading activity of UK institutional investors", *Stock Market Anomalies*, Dimson (ed.), Cambridge University Press, pp.176-178.
- VIÑOLAS, P. (1995): "Estacionalidad en la Bolsa Española: El Efecto Enero y el Efecto Fin de Semana", *Análisis Financiero*, 66, pp. 8-18.

- VU, J. y E.M. CINAR (1988): "The effect of individual stock option expirations on stock returns before and after the introduction of SP 100 options", *Advances in Futures and Options Research*, 3, pp. 341-356.
- WACHTEL, S. (1942): "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business*, 15, pp. 184-193.
- WANG, K., Y. LI y J. ERICKSON, (1997): "A New Look at the Monday Effect", *Journal of Finance*, 5, Diciembre, pp. 2171-2186.
- WHITE, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- ZAROWIN, P. (1990): "Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.

COLECCIÓN SERIE DE ESTUDIOS PORTUGUESES

1. Marco Jurídico de la Cooperación Transfronteriza Hispano-lusa.
Coordinadora: Pilar Blanco-Morales Limones (Agotado)
2. Las Relaciones Masónicas entre España y Portugal. 1866-1932. Un estudio de la formación de los nacionalismos español y portugués a través de la masonería.
Ignacio Chato Gonzalo
3. La Casa Encantada. Estudios sobre cuentos, mitos y leyendas de España y Portugal. Seminario interuniversitario de estudios sobre la tradición.
Coordinadores: Eloy Martos Núñez (UEX) y Víctor M. De Sousa Trindade (U. de Evora)
4. Las Hablas de San Martín de Trevejo, Eljas y Valverde del Fresno. Trilogía de los tres lugares. Estudios y documentos sobre A Fala. Tomo I.
José Enrique Gargallo Gil
5. A Fala de Xálima. O falar fronteirizo de Eljas, San Martín de Trevejo y Valverde. Estudios y documentos sobre A Fala. Tomo II.
José Luis Martín Galindo
6. A Fala. La fala de San Martín de Trevejo: o Mañegu. Estudios y documentos sobre A Fala. Tomo III.
Jesús C. Rey Yelmo
7. A Fala: Un Subdialecto Leonés en Tierras de Extremadura Estudios y Documentos sobre A Fala. Tomo IV.
José Martín Durán
8. Arreidis: Palabras y Ditus Lagarteirus. Estudios y Documentos sobre A Fala. Tomo V.
F. Severino López Fernández
9. Jornadas Luso-españolas de Derecho Constitucional.
Coordinador: Pablo Pérez Tremps
10. La Economía Ibérica: Una fértil apuesta de futuro.
Coordinador: Luis Fernando de la Macorra y Cano
11. Órficos y Ultraístas. Portugal y España en el diálogo de las primeras vanguardias literarias. 1915-1925.
Antonio Sáez Delgado

12. **Actas del I Congreso sobre A Fala.**
Coordinadores: Antonio Salvador Plans, María Dolores García Oliva y Juán Carrasco González
13. **Sociedad y Cultura en Lusitania Romana. IV Mesa Redonda Internacional.**
Coordinadores: J.G. Gorges y T. Nogales Barrasate
14. **Estados y Regiones Ibéricos en la Unión Europea. Perspectivas económicas.**
Coordinadores: José M. Caetano, Leopoldo Masa y Luis F. de la Macorra
15. **Hablas de Herrera y Cedillo.**
María da Conceição Vilhena
16. **La educación especial en Extremadura y Alentejo (1970-1995).**
Rosa María Rodríguez Tejada
17. **El caso Humberto Delgado. Sumario del proceso penal español.**
Edición a cargo de Juan Carlos Jiménez Redondo
18. **Economía de la energía. Análisis de Extremadura, Alentejo y Región Centro.**
Coordinador: Juan Vega Cervera
19. **La mirada del otro. Percepciones luso-españolas sobre la historia.**
Coordinadores: Hipólito de la Torre Gómez y António José Telo
20. **El imperio del Rey. Alfonso XIII, Portugal y los ingleses (1907-1916).**
Hipólito de la Torre Gómez
21. **Wittgenstein, 50 años después. Congreso hispano-luso de Filosofía. Tomos I y II.**
Coordinadores: Andoni Alonso Pueyes y Carmen Galán Rodríguez
22. **Portugal y España en los sistemas internacionales contemporáneos.**
António José Telo e Hipólito de la Torre Gómez
23. **El otro caso Humberto Delgado. Archivos policiales y de información.**
Juan Carlos Jiménez Redondo
24. **La eficiencia de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto.**
José Luis Miralles Marcelo y María del Mar Miralles Quirós