



Sobre-Reacción e Infra-Reacción de los Inversores en el Mercado de Capitales Español

Manuel García-Ayuso Covarsí & Juan Antonio Rueda Torres

To cite this article: Manuel García-Ayuso Covarsí & Juan Antonio Rueda Torres (2003) Sobre-Reacción e Infra-Reacción de los Inversores en el Mercado de Capitales Español, Spanish Journal of Finance and Accounting / Revista Española de Financiación y Contabilidad, 32:116, 63-93, DOI: [10.1080/02102412.2003.10779484](https://doi.org/10.1080/02102412.2003.10779484)

To link to this article: <https://doi.org/10.1080/02102412.2003.10779484>



Published online: 15 Jan 2014.



Submit your article to this journal [↗](#)



Article views: 17

Manuel García-
Ayuso Covarsí
Universidad de Sevilla

Juan Antonio
Rueda Torres (*)
Universidad de Sevilla

SOBRE-REACCIÓN E INFRA-REACCIÓN DE LOS INVERSORES EN EL MERCADO DE CAPITALES ESPAÑOL

*Over-reaction and under-reaction of investors
in the Spanish Stock Market*

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key words.—1. Introducción.—
2. Sobre-reacción e infra-reacción del mercado: evidencia hallada y distintas
interpretaciones.—3. Método de estudio e hipótesis contrastadas:
3.1. Formación de las carteras de títulos perdedores y ganadores.
3.2. Estimación de las rentabilidades anormales de las carteras de títulos
perdedores y ganadores. 4. Evidencia empírica. 4.1. Evidencia hallada
con las rentabilidades ajustadas por el mercado. 4.2. Evidencia hallada
con las rentabilidades ajustadas por el riesgo de mercado.—
5. Resumen y consideraciones finales.—Bibliografía.*

RESUMEN

SOBRE la base de una muestra de valores negociados en el mercado de capitales español durante el período 1963-98, este trabajo demuestra que los títulos *perdedores* (*ganadores*), caracterizados por un rendimiento muy inferior (superior) al obtenido en promedio por el mercado

(*) Los autores agradecen a Juan C. Gómez Sala y Joaquín Marhuenda, de la Universidad de Alicante, el habernos proporcionado parte de los datos que han servido de base para este estudio, así como los comentarios recibidos sobre una versión preliminar del

Recibido 20-09-00

Aceptado 08-11-01

Copyright © 2001 Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas

ISSN 0210-2412

sobre períodos de 60 meses, manifiestan una reversión significativa de sus rentabilidades durante los 60 meses siguientes. Asimismo, constatamos que los títulos más (menos) rentables en cada año exhiben un rendimiento superior (inferior) al obtenido por el mercado durante el año siguiente. Asumiendo el CAPM, también constatamos que tanto la estrategia *contraria* consistente en la compra (venta) de los títulos *perdedores* (*ganadores*) a largo plazo, como la estrategia *alcista* consistente en la compra (venta) de los títulos *ganadores* (*perdedores*) a corto plazo, habrían permitido realizar una rentabilidad anormal media positiva y significativa. Ello es consistente con un comportamiento de los inversores en el mercado español caracterizado simultáneamente por una *infra-reacción* y *sobre-reacción* con respecto a la información recibida a corto y largo plazo respectivamente.

PALABRAS CLAVE

Mercado de Capitales; Eficiencia; Anomalías; Infra-reacción; Sobre-reacción.

ABSTRACT

Based on a sample of firms traded in the Spanish stock market over the period 1963-1998, we find that the market-adjusted returns computed using a 60-month window for the stocks classified as winners and losers show a significant reversal over the subsequent 60 months. On the other hand, winners (losers) stocks identified in each year yield positive (negative) market-adjusted returns over the subsequent year. Assuming the validity of the CAPM, we also found that a contrarian investment strategy based on taking a long (short) position on shares of losing (winner) companies in the long-term, and a momentum strategy based on taking a long (short) position on winner (loser) stocks in the short-term, would have yielded a positive and significant average abnormal return. On the whole, our results provide empirical support for the under-reaction and over-reaction hypothesis in the Spanish stock market.

KEY WORDS

Capital Market; Efficiency; Anomalies; Under-reaction; Over-reaction.

1. INTRODUCCIÓN

Una extensa serie de trabajos ha venido constatando la existencia de regularidades en el comportamiento de los mercados de capitales que pueden caracterizarse como inconsistentes (o *anómalas*) con respecto a la hipótesis de eficiencia o racionalidad de los inversores. En concreto, De Bond y Thaler [1985] pusieron de manifiesto que los títulos que proporcionan a largo plazo un rendimiento muy superior o inferior al obtenido en promedio por el mercado en su conjunto muestran una reversión posterior de esas rentabilidades. Ello se ha interpretado como una consecuencia de la tendencia del mercado a *sobre-reaccionar*, sobrevalorando (infravalorando) aquellos títulos que manifiestan una tendencia pasada de sus precios al alza (a la baja) más acusada. Por su parte, Jegadeesh y Titman [1993] constataron que los títulos que obtienen rentabilidades extremas en el corto y medio plazo tienden a mantener esos rendimientos en el futuro inmediato, lo que atribuyen a una *infra-reacción* o respuesta excesivamente lenta de los inversores con respecto a la información recibida en el pasado reciente.

La evidencia hallada por estos trabajos sugiere, por tanto, que las rentabilidades históricas pueden ser utilizadas para identificar títulos *ganadores* y *perdedores* valorados de forma sesgada por el mercado. En concreto, una estrategia *contraria* consistente en la inversión en los títulos *perdedores* a largo plazo financiada con la venta *al descubierto* de los títulos *ganadores* a largo plazo, manteniendo ambas posiciones durante 3 ó 5 años, permite realizar una rentabilidad *anormal* significativa en promedio. Análogamente, una estrategia *alcista*, que invierte las posiciones de la estrategia *contraria* con respecto a las carteras de títulos identificados como *perdedores* y *ganadores* a corto plazo, también proporciona un rendimiento anormal medio significativo sobre un horizonte igual o inferior a un año.

En el contexto del mercado de capitales español, la evidencia aportada por Alonso y Rubio [1990] y Forner y Marhuenda [2001] es contradictoria acerca de la eficacia de la estrategia *contraria* cuando las carteras

de títulos *perdedores* y *ganadores* se forman y mantienen sobre períodos de 3 años, mientras que Rouwenhorst [1998] documenta la persistencia de las rentabilidades extremas observadas sobre períodos de 6 meses únicamente. A la vista de estos resultados, en este trabajo analizamos una muestra de valores negociados en el mercado bursátil español durante el período 1963-1998 con un doble objetivo:

- En primer lugar, contrastamos si los títulos que obtienen una rentabilidad mayor y menor con respecto a la media del mercado sobre períodos de 5 años se caracterizan por una reversión de esas rentabilidades sobre los períodos subsiguientes de igual amplitud. La evidencia hallada confirma que esa reversión es significativa y, adicionalmente, constatamos que la diferencia entre las rentabilidades de las carteras de títulos *perdedores* y *ganadores* no puede atribuirse a la diferencia entre sus respectivos niveles de riesgo (medido por el coeficiente β).
- En segundo lugar, también analizamos el comportamiento de las rentabilidades observadas sobre períodos de 12 meses, constatando que los títulos más (menos) rentables en cada año tienden a manifestar un rendimiento superior (inferior) al obtenido por el mercado durante el año siguiente, y ello a pesar de que el riesgo de ambas clases de títulos no difiere de forma significativa.

El resto del trabajo se ha estructurado en cuatro partes diferenciadas. El epígrafe segundo se dedica a la revisión de la literatura que constituye el precedente de nuestra investigación, resumiendo la evidencia aportada por los trabajos que han contrastado la *infra-reacción* y *sobre-reacción* de distintos mercados. En el epígrafe tercero se describe la metodología utilizada para contrastar la existencia de ambos patrones de comportamiento en el mercado español. En el epígrafe cuarto presentamos los resultados de nuestra investigación y, por último, en el epígrafe quinto se resumen esos resultados y se apuntan algunas futuras líneas de trabajo.

2. SOBRE-REACCIÓN E INFRA-REACCIÓN DEL MERCADO: EVIDENCIA HALLADA Y DISTINTAS INTERPRETACIONES

La investigación empírica ha venido documentando la posibilidad de predecir las rentabilidades futuras de los activos (y, en particular, de las acciones individuales y de las carteras de acciones) utilizando sus renta-

bilidades históricas. En concreto, estos trabajos han constado dos regularidades:

- por una parte, las rentabilidades observadas a largo plazo (computadas sobre intervalos de amplitud superior a un año) y de magnitud extrema tienden a revertir, y
- por otra parte, las rentabilidades observadas a corto y medio plazo se caracterizan por una correlación positiva o *momentum*.

La primera de estas regularidades fue puesta de manifiesto por De Bondt y Thaler [1985]. Estos autores analizaron el comportamiento de los precios en la Bolsa de Nueva York durante el período 1926-1982, demostrando que los títulos que obtienen una rentabilidad en exceso sobre la media del mercado y acumulada sobre un período de 3 o de 5 años de mayor magnitud, positiva (títulos *ganadores*) o negativa (títulos *perdedores*), muestran con posterioridad una reversión de esa tendencia (1). Esta reversión es interpretada por De Bondt y Thaler [1985] como una consecuencia de la corrección del sesgo negativo (positivo) implícito en los precios de los títulos *perdedores* (*ganadores*), motivado por una *sobre-reacción* del mercado con respecto a una serie continuada de *buenas* (*malas*) noticias (2). Si ello es así, una estrategia *contraria*, consistente en la compra (venta) de los títulos *perdedores* (*ganadores*) a largo plazo, permitiría realizar una rentabilidad anormal.

En un trabajo posterior, De Bondt y Thaler [1987] encuentran evidencia de que las empresas identificadas como *perdedoras* (*ganadoras*) también se caracterizan por un ratio valor contable/precio relativamente alto (bajo), así como por un decrecimiento (crecimiento) sostenido de sus resultados pasados que revierte con posterioridad. Consiguientemente, argumentan que el mercado es *miope* y *sobre-reacciona* ante la tendencia que muestran los resultados empresariales en el pasado. En concreto, los inversores parecen mostrar una excesiva orientación a corto plazo y

(1) Fama y French [1988] y Poterba y Summers [1988] también constatan una correlación serial negativa de las rentabilidades observadas en la Bolsa de Nueva York a lo largo del período 1926-1985 y medidas sobre intervalos de amplitud igual o superior a un año. Esta correlación es especialmente acusada durante los primeros 15 años de ese período y con referencia a las empresas de menor tamaño

(2) El término *sobre-reacción* hace referencia a un sesgo cognitivo documentado inicialmente en el ámbito de la psicología experimental por los estudios de Kahneman y Tversky [1973, 1982]. Estos estudios pusieron de manifiesto que, en la formación de sus expectativas sobre sucesos futuros, los individuos revisan sus predicciones otorgando una ponderación *excesiva* a la información nueva o inesperada aportada por los sucesos más inmediatos en el tiempo (y especialmente *dramáticos* o *halagüeños*).

prescinden de la tendencia a largo plazo de los resultados pasados de las compañías *perdedoras* y *ganadoras*, ignorando que el crecimiento de sus resultados que se observa en los ejercicios más recientes revertirá a lo largo de un horizonte suficientemente extenso, una vez que se alcance una situación de equilibrio competitivo.

Sin embargo, esta interpretación ha sido objeto de numerosas críticas por parte de estudios posteriores. En concreto, las explicaciones propuestas pueden agruparse en tres líneas diferenciadas:

- En primer lugar, Chan [1988] y Ball y Kothari [1989] argumentan que las rentabilidades exigidas por el mercado con respecto a los títulos *perdedores* y *ganadores* pueden no ser estacionarias, de manera que la reversión en el riesgo percibido por los inversores con respecto a dichos títulos se traducirá en la propia reversión de sus rentabilidades. De hecho, Chan [1988] demuestra que cuando el coeficiente β de los títulos *perdedores* y *ganadores* se estima sobre el período posterior a su identificación como tales, la diferencia entre sus rentabilidades que se puede caracterizar como anormal no es significativa. Asimismo, Chen y Sauer [1997] constatan que la rentabilidad de una estrategia *contraria* varía considerablemente a lo largo del período 1926-1992 (3).
- En segundo lugar, la relación negativa entre el tamaño de las empresas (medido por la capitalización bursátil) y su rentabilidad pasada también sugiere que la estrategia *contraria* puede realmente explotar el *efecto tamaño* hallado por Banz [1981]. En este sentido, Zarowin [1989] encuentra que la correlación negativa entre el crecimiento de los resultados del año actual y las rentabilidades de los años siguientes deja de ser significativa cuando se controlan las diferencias en la β y en el tamaño de las empresas. Adicionalmente, cuando se controla la variación tanto en la β como en el tamaño de las empresas *perdedoras* y *ganadoras* en cada año, Zarowin [1990] documenta que la rentabilidad de la estrategia *contraria* sólo es significativa en el mes de enero (4).

(3) No obstante, Dissanaiké [1997] analiza una muestra de empresas relativamente grandes de la Bolsa de Londres durante el período 1979-88, y demuestra que la β de los títulos *perdedores* no es superior a la beta de los títulos *ganadores* ni tan siquiera cuando la prima por riesgo del mercado es positiva.

(4) Sin embargo, Chopra *et al.* [1992] demuestran que, después de controlar las diferencias en la β y el tamaño, la rentabilidad anormal de las empresas identificadas como *perdedoras* tiende a concentrarse en torno al anuncio de sus resultados futuros. Esto sugiere que las expectativas del mercado con respecto a esas empresas son excesivamente *pesimistas*, y que los inversores son sorprendidos por esos anuncios.

- Por último, otra serie de trabajos han contrastado la posibilidad de que el rendimiento de la estrategia *contraria* sea sobrestimado debido a la existencia de un *sesgo bid-ask* (5). Dado que cuando se acumulan las rentabilidades periódicas también se acumula su sesgo, Conrad y Kaul [1993] deciden capitalizar las rentabilidades mensuales de los títulos *perdedores* y *ganadores*, encontrando que la estrategia *contraria* sólo es rentable en enero, y ello es atribuible a las diferencias en el precio de unos y otros títulos al término de diciembre (6). De hecho, cuando los títulos *perdedores* (*ganadores*) se identifican en diciembre, es presumible que sus rentabilidades observadas en el mes de enero siguiente estén afectadas por un *sesgo bid-ask* positivo (negativo) considerable (7). En este sentido, Ball *et al.* [1995] ponen de manifiesto que cuando la estrategia *contraria* se pone en práctica en el mes de junio, su rentabilidad media sobre un horizonte de cinco años se atenúa considerablemente, e incluso se vuelve negativa después de ajustar por el riesgo.

Por lo que se refiere a la correlación positiva de las rentabilidades observadas a medio plazo, Jegadeesh y Titman [1993] constatan la existencia de esta regularidad en el mercado norteamericano a lo largo del período 1965-1989. En concreto, estos autores demuestran que la inversión en una cartera formada por los títulos que muestran una rentabilidad más alta durante un horizonte de entre 3 y 12 meses, financiada con la venta de la cartera de títulos que obtienen una rentabilidad menor y manteniendo ambas posiciones durante un horizonte de igual amplitud, habría permitido realizar una rentabilidad significativamente positiva en promedio. Asimismo, la rentabilidad de esta estrategia *alcista* se debilita cuando el horizonte de inversión se extiende a más de un año.

(5) En concreto, las rentabilidades de los títulos pueden ser sobrestimadas si sus precios de cierre se registran a los cambios *bid* o *ask*. En el caso de los títulos identificados como *perdedores* (*ganadores*) esa sobrestimación será presumiblemente mayor (menor) que para la media del mercado, en tanto que esos títulos se negocian a un precio relativamente reducido (elevado) y su *bid-ask spread* es mayor (menor).

(6) Loughran y Ritter [1996] replican el método de estudio seguido por Conrad y Kaul [1993], evidenciando que contribuye a incrementar la influencia del precio a expensas de las rentabilidades pasadas en la predicción de las rentabilidades futuras.

(7) Numerosos estudios empíricos [Roll 1983; Lakonishok y Smidt, 1984; Keim, 1989; Bhardwaj y Brooks, 1992] sugieren que los títulos que se negocian a un precio muy reducido (elevado) al término de cada año están sujetos a una fuerte presión vendedora (compradora) y tienden a negociarse al cambio *bid* (*ask*).

La existencia de un *momentum* o continuación en la tendencia de los precios observada a corto plazo se ha explicado desde dos perspectivas:

- Como una consecuencia de la *infra-reacción* del mercado, si la respuesta de los inversores ante el conocimiento de una determinada noticia es *excesivamente lenta*. En concreto, Chan *et al.* [1996] demuestran que la *infra-reacción* del mercado está asociada, al menos en parte, a la información aportada por los anuncios de resultados trimestrales, constatada por Bernard y Thomas [1989, 1990]. Estos dos autores ponen de manifiesto que los precios reaccionan con *sorpresa* en torno al anuncio de resultados de los cuatro trimestres siguientes al corriente, como si el mercado ignorase que los resultados *inesperados* de esos trimestres son predecibles a partir del resultado *inesperado* actual (8). Por su parte, Abarbanell y Bernard [1992] también confirman que los analistas financieros *infra-reaccionan* y subestiman (sobrestiman) la variación de los resultados de las empresas que experimentan un mayor (menor) crecimiento de sus resultados en el año precedente.
- Frente al argumento de irracionalidad del mercado, Ball *et al.* [1993] atribuyen la correlación entre los resultados y el comportamiento de los precios a corto plazo al incremento (reducción) en el riesgo de mercado que sigue al anuncio de un resultado inesperado positivo (negativo). Por su parte, Ball [1992] sugiere que los costes de adquisición y procesamiento de la información implícita en las series de resultados trimestrales pueden inhibir una respuesta inmediata de los precios.

La evidencia citada con anterioridad se refiere exclusivamente al contexto del mercado de capitales norteamericano. Sin embargo, la reversión de las rentabilidades de los títulos identificados como *perdedores* y *ganadores* a largo plazo también ha sido constatada en el Reino Unido [Power *et al.*, 1991, y Campbell y Limmack, 1997] y Francia [Mai, 1995]. En España, la evidencia en este sentido publicada hasta la fecha es contradictoria. Así, Alonso y Rubio [1990] contrastan la existencia de una reversión significativa de las rentabilidades ajustadas por el riesgo y acumuladas sobre intervalos de 3 años durante el período 1967-1984. Sin embargo, Forner y Marhuenda [2001] no encuentran una evidencia similar sobre un período más amplio (1963-1997) y utilizando rentabilidades

(8) Entre otros, Foster [1977] y Freeman y Tse [1989], documentan que la autocorrelación de las diferencias estacionales de los resultados trimestrales es positiva y decreciente para un orden de 1 a 3, y negativa para orden 4.

ajustadas tanto por el mercado como por el riesgo. Asimismo, estos autores atribuyen los resultados de Alonso y Rubio [1990] a la sobrestimación (subestimación) de las rentabilidades ajustadas por riesgo de la cartera de títulos *perdedores* (*ganadores*) con posterioridad a su formación.

La correlación positiva de las rentabilidades observadas a corto plazo también ha sido documentada por Liu *et al.* [1999] en el Reino Unido y por Rouwenhorst [1998] con respecto a una cartera de 290 títulos negociados en 12 mercados europeos. En concreto, Rouwenhorst [1998] constata que la estrategia *alcista*, utilizando períodos de formación y mantenimiento de 6 meses para las carteras de títulos *ganadores* y *perdedores*, proporciona una rentabilidad media significativamente distinta de cero en todos los países analizados y para distintas categorías de empresas según su tamaño, si bien la evidencia es más robusta en el mercado español y para las empresas más pequeñas.

En conjunto, a la vista de la literatura que ha documentado una aparente *sobre-reacción* e *infra-reacción* de distintos mercados parece que el comportamiento agregado de los inversores desafía una caracterización simple en términos de *infra-reacción* o *sobre-reacción*. Sin embargo, ambas *anomalías* pueden coexistir si ante el conocimiento de ciertas noticias (como los anuncios de resultados, *splits* o recompra de acciones) los inversores revisan los precios de forma *incompleta*, mientras que ante una serie continuada de *buenas* o *malas* noticias su respuesta es *excesiva*. Por otra parte, Fama [1998] constata que el número de estudios que aportan una evidencia en cada sentido es aproximadamente igual, lo que le lleva a concluir que el comportamiento de los precios no es predecible en promedio y que no es posible rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado.

3. MÉTODO DE ESTUDIO E HIPÓTESIS CONTRASTADAS

De acuerdo con Fama [1976], la hipótesis de eficiencia del mercado (HEM) predice que para cualquier activo (título o cartera) *i* se cumplirá que:

$$E[(R_{it} - E_m(R_{it}|Z_{t-1}^m))|Z_{t-1}] = E(v_{it}|Z_{t-1}) = 0 \quad [1]$$

en donde: Z_{t-1} representa la información total disponible en el momento $t-1$; y $E_m(R_{it}|Z_{t-1}^m)$ denota la expectativa del mercado en $t-1$ acerca de la rentabilidad que proporcionará el activo *i* en el momento *t*, basada en la información Z_{t-1}^m que es efectivamente utilizada por los inversores.

Según la relación [1], la inversión en un cierto activo i llevada a cabo en el momento $t-1$, y sustentada en alguna información que resulta disponible entonces (incluida en Z_{t-1}), no permitirá realizar en el momento siguiente t una rentabilidad *anormal* v_{it} significativamente diferente de cero en promedio. La investigación que llevamos a cabo en este trabajo se dirige a contrastar la HEM en su forma *débil*, de acuerdo con la clasificación propuesta por Fama [1970]. Ello equivale a contrastar la validez de la relación [1] con respecto a un tipo particular de información, constituida por la serie histórica de rentabilidades observadas para cada título. En concreto, evaluamos si una estrategia de inversión neta cero sobre las carteras formadas por los títulos caracterizados por una rentabilidad pasada acumulada más alta (títulos *ganadores*) y más baja (títulos *perdedores*) posibilita la realización de un rendimiento anormal positivo y significativamente distinto de cero por término medio.

La muestra analizada está compuesta por 168 valores negociados en el mercado de capitales español durante la totalidad o parte del período comprendido entre enero de 1963 y diciembre de 1998. Para cada título i , su rentabilidad en el mes t (R_{it}) es igual a la variación relativa experimentada por el precio del inicio al término del mes t ajustada por el pago de dividendos, las ampliaciones de capital y los desdobles (*splits*) del nominal de los títulos (9). A lo largo del período referido también disponemos de la rentabilidad de un activo asumido libre de riesgo en cada mes t (R_{ft}). Para su medida utilizamos: hasta 1982, el tipo de interés de los préstamos ofrecidos por las entidades financieras; y entre 1983 y 1998, el tipo de interés mensualizado de los Pagarés del Tesoro (entre 1983 y 1987) y de las Letras del Tesoro (entre 1988 y 1998) emitidos a un año.

El método de estudio seguido se articula en dos etapas:

3.1. FORMACIÓN DE LAS CARTERAS DE TÍTULOS *PERDEDORES* Y *GANADORES*

Para la formación de las carteras experimentales, suponemos que las rentabilidades de cualquier título son las realizaciones del siguiente proceso:

$$R_{it} = R_{mt} + AR_{it} \quad [2]$$

(9) La serie de rentabilidades mensuales disponibles para cada título a lo largo del período muestral oscila entre un mínimo de 47 y un máximo de 432 meses. Por su parte, el número de títulos disponibles en cada mes del período muestral varía entre un mínimo de 78 y un máximo de 127.

en donde: R_{mt} es la rentabilidad de la cartera de mercado en el mes t , igual a la media aritmética simple de las rentabilidades de los títulos individuales disponibles en ese mes, y AR_{it} proporciona una medida de la rentabilidad anormal específica del título i en el mes t (10).

Para cada título que dispone de su serie completa de rentabilidades entre los meses $t = -k + 1$ y el mes $t = 0$, así como en al menos un mes del período $(1, k)$, calculamos su rentabilidad anormal acumulada de acuerdo con la siguiente expresión:

$$CAR_{i,0} = \sum_{t=-k+1}^0 AR_{it} \quad [3]$$

La expresión [3] se computa sobre períodos consecutivos de $k = 12$, 36 y 60 meses no solapados entre sí. Además, siguiendo el criterio adoptado por De Bondt y Thaler [1985], tales períodos finalizan en el mes de Diciembre. Así, para $k = 12$, las rentabilidades acumuladas se calculan entre enero y diciembre de los años 1963, ..., 1997; para $k = 36$ se calculan sobre los períodos enero 1963-diciembre 1965, enero 1966-diciembre 1968, ..., enero 1993-diciembre 1995, y para $k = 60$ sobre los períodos enero 1963-diciembre 1967, enero 1968-diciembre 1972, ..., enero 1988-diciembre 1992.

En cada mes $t = 0$, ordenamos los títulos según su rentabilidad anormal acumulada en ese mes y a lo largo de los $(k - 1)$ meses previos, que denominamos período de formación. Los 10 (o los 5) títulos que muestran un valor relativamente más bajo y más alto de $CAR_{i,0}$ se agrupan entonces en sendas carteras de títulos *perdedores* y *ganadores*, denotadas abreviadamente en lo sucesivo como carteras L y W, respectivamente.

3.2. ESTIMACIÓN DE LAS RENTABILIDADES ANORMALES DE LAS CARTERAS DE TÍTULOS PERDEDORES Y GANADORES

Para las carteras L y W construidas sobre los sucesivos períodos de formación de k meses, computamos —y comparamos— sus respectivas rentabilidades anormales a lo largo de un período subsiguiente (denominado período de análisis) de igual amplitud. A tal efecto, las rentabilidades anormales de las carteras L y W se calculan utilizando dos procedimientos:

(10) El modelo [2] representa un caso particular del *modelo de mercado*, asumiendo que el intercepto es igual a 0 y la pendiente es igual a 1 para todos los títulos.

3.2.1. *Rentabilidades ajustadas por el mercado*

Con el primero de los procedimientos empleados, las rentabilidades anormales de los 10 (ó 5) títulos identificados como *perdedores* y *ganadores* en el mes $t = 0$ se estiman en cada mes t del período de análisis $(1, k)$ asumiendo el modelo [2]. La media aritmética de las rentabilidades anormales así calculadas para esos títulos en cada mes t proporciona la medida de la rentabilidad anormal de las carteras L y W:

$$AR_{p,n,t} = (1/M_{pt}) \sum_{i=1}^{M_{pt}} AR_{i,n,t} \quad [4]$$

en donde: $p = L, W$; $t = 1, \dots, k$ denota cada mes del período de análisis; $n = 1, \dots, N$ identifica el período de análisis correspondiente, de manera que $N = 6, 11$ y 35 para $k = 12, 36$ y 60 respectivamente, y M_{pt} representa el número de títulos originariamente incluidos en la cartera p y disponibles en el mes t (11).

Las rentabilidades anormales acumuladas de las carteras L y W desde el mes $t = 1$ hasta un cierto mes $t = \tau$ en cada período de análisis n vienen dadas por:

$$CAR_{p,n,\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{p,n,t} \quad (p = L, W; t = 1, \dots, k) \quad [5]$$

y con las N observaciones de $CAR_{L,n,\tau}$ y de $CAR_{W,n,\tau}$ referidas a cada mes t , calculamos sendas medias:

$$ACAR_{p,\tau} = (1/N) \sum_{n=1}^N CAR_{p,n,\tau} \quad [6]$$

De acuerdo con la expresión [1], la HEM implica que $ACAR_{L,\tau} = ACAR_{W,\tau} = 0, \forall \tau > 0$. En cambio, si el mercado *infra-reacciona* se deberá observar una persistencia de las rentabilidades anormales obtenidas en el *corto plazo* por las carteras L y W durante los meses inmediatamente siguientes a su fecha de formación. En concreto, la hipótesis de *infra-reacción* que contrastamos supone el mantenimiento de las rentabilidades anormales de las carteras L y W formadas y mantenidas sobre períodos de 12 meses, lo que equivale a:

(11) Esto significa que cuando un título i incluido en las carteras L o W en el mes $t = 0$ desaparece de la muestra en un cierto mes t posterior, la media definida por la expresión [4] se calcula en ese mes con los títulos restantes.

$$\left. \begin{array}{l} ACAR_{L,k} < 0 \\ ACAR_{Wk} > 0 \\ (ACAR_{L,k} - ACAR_{Wk}) < 0 \end{array} \right\} \text{ para } k = 12 \quad [7]$$

Por el contrario, la *sobre-reacción* del mercado predice una reversión de las rentabilidades anormales observadas para las carteras L y W a *largo plazo*. En nuestro caso, contrastamos la reversión de las rentabilidades anormales de las carteras L y W formadas y mantenidas sobre períodos de 36 y 60 meses, lo que se puede expresar del siguiente modo:

$$\left. \begin{array}{l} ACAR_{L,k} > 0 \\ ACAR_{Wk} < 0 \\ (ACAR_{L,k} - ACAR_{Wk}) > 0 \end{array} \right\} \text{ para } k = 36 \text{ y } 60 \quad [8]$$

A fin de evaluar si la rentabilidad anormal de las carteras L y W acumulada desde el mes 1 hasta el mes τ , y su diferencia, son significativamente distintas de cero en promedio, calculamos las siguientes relaciones:

$$t_{p\tau} = ACAR_{p,\tau} / \sqrt{s_{p\tau}^2 / N}, \quad p = L \text{ y } W$$

$$t_{\tau} = (ACAR_{L,\tau} - ACAR_{W\tau}) / \sqrt{s_{\tau}^2 / N},$$

que suponemos se distribuyen según una t de Student con $N - 1$ grados de libertad, y en donde:

$$s_{p\tau}^2 = \left[\sum_{n=1}^N (CAR_{p,n\tau} - ACAR_{p,\tau})^2 \right] / (N - 1)$$

$$s_{\tau}^2 = \left[\sum_{n=1}^N (CAR_{L,n\tau} - ACAR_{L,\tau})^2 + \sum_{n=1}^N (CAR_{Wn\tau} - ACAR_{W\tau})^2 \right] / (N - 1)$$

3.2.2. Rentabilidades ajustadas por la prima por riesgo

La aceptación de las hipótesis [7] y [8] puede obedecer a la existencia de una diferencia significativa en el riesgo soportado por las carteras L y W. Así pues, decidimos contrastar la *infra-reacción* y *sobre-reacción* del mercado asumiendo el CAPM, en su especificación clásica o estática propuesta por Sharpe [1964] y Lintner [1965], como modelo de equilibrio rentabilidad-riesgo.

Para ello, estimamos sendas regresiones utilizando la serie temporal de $k \times N$ rentabilidades mensuales disponibles para las carteras L y W:

$$R_{p,n,t} - R_{f,n,t} = \alpha_{pk} + \beta_{pk} (R_{m,n,t} - R_{f,n,t}) + e_{p,n,t} \quad (p=L,W; n=1, \dots, N; t=1, \dots, k) \quad [9]$$

en donde el parámetro α_{pk} , es el índice de Jensen, el cual representa la rentabilidad de las carteras L y W que, en promedio, se puede caracterizar como anormal (o inexplicada por la variación de $R_{m,n,t}$) a lo largo de los N períodos de análisis de k meses cada uno.

Adicionalmente, construimos dos carteras de inversión neta cero adoptando una estrategia *alcista* y una estrategia *contraria*, denotadas por W-L y L-W respectivamente. La estrategia *alcista* consiste en la toma de posición *larga (corta)* en la cartera W (L) formada sobre un período de 12 meses y mantenida durante los 12 meses siguientes. La estrategia *contraria* implica la toma de posición *larga (corta)* en la cartera L (W) formada utilizando períodos de 36 y 60 meses y mantenida durante un período de igual duración. Con respecto a las dos carteras descritas estimamos asimismo las siguientes regresiones:

$$R_{Wn,t} - R_{Ln,t} = \alpha_{W-L,k} + \beta_{W-L,k} (R_{m,n,t} - R_{fn,t}) + e_{W-Ln,t} \quad (t = 1, \dots, k; k = 12) \quad [9a]$$

$$R_{Ln,t} - R_{Wn,t} = \alpha_{L-W,k} + \beta_{L-W,k} (R_{m,n,t} - R_{fn,t}) + e_{L-Wn,t} \quad (t = 1, \dots, k; k = 36 \text{ y } 60) \quad [9b]$$

Si la especificación del CAPM es correcta, la HEM implica que las rentabilidades realizadas por las carteras L, W, W-L y L-W deben remunerar sus respectivos niveles de riesgo, de manera que su rentabilidad anormal media de ambas carteras no debe ser significativamente distinta de cero. En cambio, la hipótesis de *infra-reacción* del mercado equivale a:

$$\left. \begin{array}{l} \hat{\alpha}_{L,k} < 0 \\ \hat{\alpha}_{Wk} > 0 \\ \hat{\alpha}_{W-L,k} > 0 \end{array} \right\} \text{ para } k = 12 \quad [10]$$

mientras que la hipótesis de *sobre-reacción* predice que:

$$\left. \begin{array}{l} \hat{\alpha}_{L,k} > 0 \\ \hat{\alpha}_{Wk} < 0 \\ \hat{\alpha}_{L-Wk} > 0 \end{array} \right\} \text{ para } k = 36 \text{ y } 60 \quad [11]$$

A fin de determinar si ambas hipótesis se pueden aceptar a los niveles de confianza convencionales utilizamos el estadístico t , calculado como es habitual mediante el cociente de la estimación del coeficiente α entre su error estándar.

La estimación de las regresiones [9] y [9b] para $k = 36$ y 60 proporciona una medida de la rentabilidad anormal media de las carteras L, W y L-W sobre el conjunto de los N períodos de análisis disponibles. Alterna-

tivamente, también adoptamos la metodología propuesta por Chan [1988], y estimamos el siguiente modelo para cada período n de formación-análisis:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{0pk} (1 - D) + \alpha_{1pk} D_t + \beta_{0pk} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{1pk} (R_{mt} - R_{ft}) D_t + e_{pt} \quad [12]$$

$$R_{Lt} - R_{Wt} = \alpha_{0,L-Wk} (1 - D) + \alpha_{1,L-Wk} D_t + \beta_{0,L-Wk} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{1,L-Wk} (R_{mt} - R_{ft}) D_t + e_{L-Wk} \quad [12a]$$

donde: $t = -35, \dots, 36$ para $k = 36$ y $t = -59, \dots, 60$ para $k = 60$; D_t es una variable que toma valor cero (uno) para los 36 ó 60 meses del período de formación (análisis); α_{0pk} (α_{1pk}) es la rentabilidad anormal media obtenida por la cartera p durante el período de formación (análisis); β_{0pk} mide el riesgo de mercado de la cartera p durante el período de formación y β_{1pk} cuantifica su variación del período de formación al período de análisis, por lo que $(\beta_{0pk} + \beta_{1pk})$ representa la beta de la cartera p en el período de análisis.

Con las N estimaciones de α_{1pk} para cada período de análisis calculamos su media ($\bar{\alpha}_{1pk}$), de manera que la hipótesis nula de eficiencia del mercado predice que $\bar{\alpha}_{1pk} = 0$. Por el contrario, la *sobre-reacción* del mercado se traducirá en $\bar{\alpha}_{1Lk} > 0$, $\bar{\alpha}_{1Wk} < 0$, y $\bar{\alpha}_{1,L-Wk} = 0$. Para contrastar esta hipótesis calculamos el estadístico U agregado propuesto por Chan [1988]:

$$U = N^{-1/2} \left(\frac{T-3}{T-1} \right)^{1/2} \sum_{n=1}^N t_n$$

donde t_n es el estadístico t de cada una de las N regresiones y T es el número de observaciones en cada regresión (así, $T = 72$ para $k = 36$ y $T = 120$ para $k = 60$) (12).

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

4.1. EVIDENCIA HALLADA CON LAS RENTABILIDADES AJUSTADAS POR EL MERCADO

La tabla 1 pone de manifiesto que cuando las carteras L y W se construyen empleando un período de formación de 12 meses, la diferencia entre sus respectivas rentabilidades acumuladas revierte ligeramente en el mes siguiente. Sin embargo, durante los 12 meses siguientes esa diferencia llega a ser igual, por término medio, a un $-6,02\%$ ($-11,88\%$) cuan-

(12) Según Chan [1988], la distribución de la variable U se aproxima a la normal estándar cuando el número N de regresiones es suficientemente grande.

TABLA 1

RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS L Y W AJUSTADA POR EL MERCADO Y ACUMULADA DURANTE EL PERIODO DE FORMACION $(-k + 1, 0)$ Y HASTA EL MES τ DEL PERIODO DE ANALISIS $(1, k)$.

A. Carteras formadas por 10 títulos

Periodo Formación (k meses)	N.º réplicas (N)	Cartera	ACAR al término del periodo de formación	ACAR _{L,t} -ACAR _{W,t}									
				Mes τ después de la formación de las carteras									
				1	6	12	13	18	24	25	36	60	
12	35	L	-0,49423	0,03010** (2,629)	0,00432 (0,278)	-0,02076 (-0,961)							
		W	0,56354	0,01201 (1,500)	0,03379** (2,149)	0,03943* (1,840)							
		L-W		0,01809 (1,295)	-0,02917 (-1,276)	-0,06019* (-1,978)							
12	17	L	-0,48862	0,03288* (1,778)	-0,00305 (-0,155)	-0,03439 (-1,066)	-0,01101 (-0,309)	-0,01983 (-0,423)	-0,04014 (-0,676)				
		W	0,56787	0,00955 (0,937)	0,02149 (0,942)	0,01702 (0,474)	0,00599 (0,145)	-0,02345 (-0,470)	-0,02043 (-0,341)				
		L-W		0,02333 (1,115)	-0,02454 (-0,847)	-0,05140 (-1,108)	-0,01699 (-0,319)	0,00362 (0,056)	-0,01971 (-0,244)				
36	11	L	-0,91153	0,02141 (1,698)	0,02464 (0,796)	0,01849 (0,588)	0,05060 (1,074)	0,04000 (0,455)	-0,00163 (-0,019)	0,03253 (0,412)	0,00345 (0,053)		
		W	0,96225	-0,00621 (-0,637)	-0,03320 (-1,509)	0,00149 (0,044)	-0,00064 (-0,016)	-0,01111 (-0,192)	-0,04159 (-0,796)	-0,05141 (-0,889)	-0,06682 (-0,919)		
		L-W		0,02762 (1,734)	0,05784 (1,523)	0,01701 (0,366)	0,05124 (1,027)	0,05111 (0,486)	0,03996 (0,397)	0,08394 (0,858)	0,07027 (0,722)		
36	7	L	-0,93705	0,04581** (3,359)	0,09349** (2,699)	0,03156 (0,796)	0,08335 (1,381)	-0,01138 (-0,124)	-0,04327 (-0,361)	-0,00405 (-0,041)	-0,03362 (-0,401)	0,20905** (3,429)	
		W	0,95601	-0,01079 (-0,721)	-0,07767* (-2,066)	-0,02535 (-0,555)	-0,02883 (-0,548)	-0,03113 (-0,364)	-0,08995 (-0,835)	-0,08629 (-0,844)	-0,04585 (-0,400)	-0,12191 (-0,461)	
		L-W		0,05659** (2,796)	0,17116** (3,348)	0,05691 (0,941)	0,11218 (1,401)	0,01975 (0,157)	0,04668 (0,289)	0,08223 (0,578)	0,01224 (0,086)	0,33095 (1,218)	
60	6	L	-1,25868	0,02636 (0,987)	-0,02590 (-0,593)	0,00688 (0,110)	0,06615 (0,796)	0,15776 (1,287)	0,18240 (1,618)	0,22759 (1,793)	0,23695** (2,606)	0,40229* (2,140)	
		W	1,13946	0,03081* (2,156)	0,04399 (1,276)	0,01117 (0,163)	-0,02621 (-0,368)	-0,10155 (-1,202)	-0,13845 (-1,110)	-0,14303 (-1,196)	-0,21986 (-1,307)	-0,33977 (-1,602)	

TABLA 1 (Continuación)

B. Carteras formadas por 5 títulos

Período Formación (k meses)	N.º réplicas (N)	Cartera	ACAR al término del período de formación	ACAR _{L,t} -ACAR _{W,t}									
				Mes τ después de la formación de las carteras									
				1	6	12	13	18	24	25	36	60	
12	35	L	-0,58353	0,03608*** (3,173)	-0,01273 (-0,573)	-0,07042*** (-2,761)							
		W	0,70438	0,02675** (2,220)	0,06377** (2,501)	0,04841 (1,385)							
		L-W		0,00932 (0,563)	-0,07650** (-2,262)	-0,11883*** (-2,746)							
12	17	L	-0,57346	0,03388* (1,895)	-0,0363 (-1,288)	-0,0823** (-2,386)	-0,05267 (-1,183)	-0,1079 (-1,605)	-0,13453* (-2,116)				
		W	0,70694	0,02088 (1,479)	0,02039 (0,502)	-0,00694 (-0,114)	-0,01372 (-0,202)	-0,03952 (-0,518)	-0,04912 (-0,553)				
		L-W		0,01301 (0,571)	-0,05669 (-1,147)	-0,07536 (-1,078)	-0,03895 (-0,480)	-0,06838 (-0,672)	-0,08542 (-0,782)				
36	11	L	-1,06712	0,02228* (1,877)	0,05090 (1,538)	0,02445 (0,439)	0,07362 (1,127)	0,04367 (0,505)	0,00847 (0,089)	0,05795 (0,612)	0,10511 (1,019)		
		W	1,18985	-0,00126 (-0,068)	-0,02979 (-1,145)	0,00453 (0,090)	0,00165 (0,033)	0,00120 (0,020)	-0,03572 (-0,695)	-0,05273 (-0,772)	-0,07106 (-1,024)		
		L-W		0,02354 (1,077)	0,08069* (1,917)	0,01992 (0,266)	0,07197 (0,873)	0,04248 (0,401)	0,04418 (0,409)	0,11068 (1,027)	0,17616 (1,275)		
36	7	L	-1,08587	0,06671** (2,597)	0,14324** (2,523)	0,10905 (1,114)	0,18023 (1,605)	0,09415 (0,761)	0,05567 (0,332)	0,12110 (0,762)	0,14311 (1,732)	0,23939** (2,444)	
		W	1,19262	0,01831 (1,017)	-0,05835 (-1,491)	0,00100 (0,016)	0,00452 (0,080)	-0,03261 (-0,324)	-0,13374 (-1,117)	-0,12955 (-1,138)	-0,10298 (-0,649)	-0,32183 (-1,136)	
		L-W		0,04840 (1,543)	0,20159** (2,923)	0,10805 (0,926)	0,17571 (1,397)	0,12676 (0,795)	0,18941 (0,919)	0,25065 (1,282)	0,24609 (1,375)	0,56121 (1,872)	
60	6	L	-1,47977	0,04371 (0,992)	-0,02084 (-0,516)	0,04759 (0,495)	0,12201 (1,124)	0,24868 (1,637)	0,30722* (2,088)	0,34765** (4,972)	0,38218*** (11,732)	0,65712** (3,523)	
		W	1,37865	0,02826 (1,647)	0,05121 (1,404)	0,05173 (0,587)	0,00530 (0,057)	-0,06728 (-0,609)	-0,17600 (-1,171)	-0,16147 (-1,106)	-0,19570 (-1,063)	-0,35075 (-1,595)	
		L-W		0,01545 (0,327)	-0,07205 (-1,324)	-0,00414 (-0,032)	0,11671 (0,819)	0,31596 (1,682)	0,48323* (2,297)	0,50912** (2,599)	0,57789** (2,897)	1,00786** (3,495)	

Valores del estadístico *t* entre paréntesis:

* Significativo al 90%

do ambas carteras se forman con 10 (5) títulos. Asimismo, el estadístico t asociado a la diferencia entre las rentabilidades acumuladas medias de las carteras L y W no permite rechazar la hipótesis [7], de *infra-reacción* del mercado, con un nivel de confianza superior al 90%. No obstante, esa hipótesis sólo puede ser aceptada con respecto a las carteras L y W cuando se construyen con 5 y 10 títulos respectivamente.

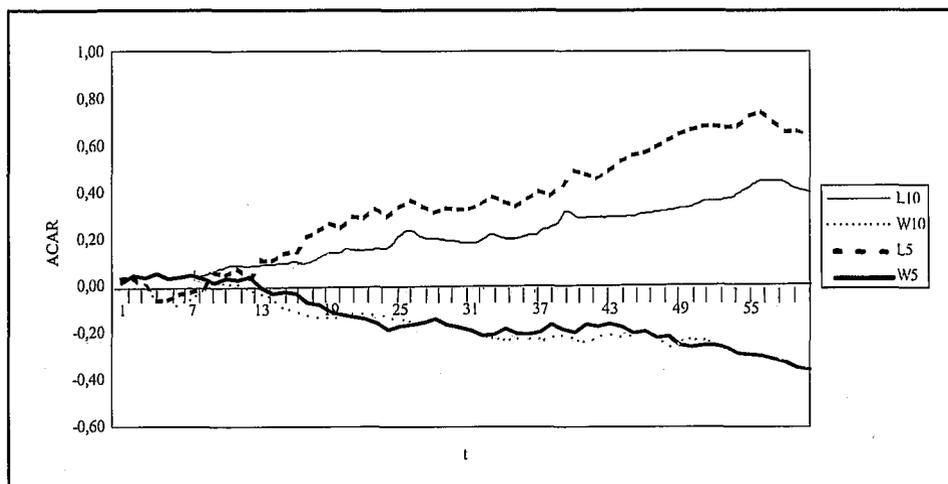
La ampliación hasta 24 meses del período de análisis de las carteras L y W formadas sobre períodos de 12 meses, no permite apreciar una diferencia significativamente distinta de cero entre sus rentabilidades, y únicamente la cartera L formada por 5 títulos continúa manifestando una rentabilidad anormal acumulada significativamente negativa. Consiguientemente, la rentabilidad susceptible de haber sido realizada por una estrategia *alcista* en esas carteras sólo es significativa en promedio cuando se mantienen hasta 12 meses. Ello es consistente con la evidencia aportada por otros trabajos [Jegadeesh y Titman, 1993; Rouwenhorst, 1998] que documentan un progresivo debilitamiento de la rentabilidad obtenida por la estrategia *alcista* a medida que se extiende su horizonte temporal.

Cuando el período de formación de las carteras L y W se fija en 36 meses, sólo se aprecia una reversión significativa en términos estadísticos de la rentabilidad anormal acumulada de la cartera L sobre los 60 meses siguientes. Sin embargo, la diferencia entre la rentabilidad anormal acumulada (sobre 36 ó 60 meses) de las carteras L y W, aunque positiva en promedio, no es significativamente distinta de cero. Por tanto, la hipótesis [8] de *sobre-reacción* del mercado no puede ser aceptada cuando los títulos *perdedores* y *ganadores* se identifican sobre períodos de 36 meses. Tal evidencia corrobora la previamente hallada por Forner y Marhuenda [2001, tabla 1] utilizando la misma metodología y un período muestral muy similar al que analizamos.

Sin embargo, con respecto a las carteras L y W que agrupan los 10 ó 5 títulos que muestran una rentabilidad acumulada más baja y más alta sobre períodos de 60 meses su diferencial de rentabilidad durante los 60 meses siguientes si resulta significativamente positivo. La figura 1 representa la rentabilidad media obtenida por esas carteras sobre el mercado y acumulada a lo largo de los 60 meses siguientes a su formación. El análisis combinado de esta figura y de la tabla 1 también pone de manifiesto que:

1. Cuando las carteras L y W se forman con 10 títulos, la diferencia entre $ACAR_{L,60}$ y $ACAR_{W,60}$ representa un 74,20%, mientras que si su composición se restringe a sólo 5 títulos esa diferencia se incrementa hasta alcanzar un 100,78%. Ello avala la hipótesis de

FIGURA 1
RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS L y W
(FORMADAS SOBRE PERÍODOS DE 60 MESES CON 5 Y 10 TÍTULOS)
AJUSTADA POR EL MERCADO Y ACUMULADA DURANTE
LOS 60 MESES SIGUIENTES



sobre-reacción del mercado, dado que la reversión de la tendencia pasada de los precios de los títulos *perdedores* y *ganadores* que se observa a largo plazo (hasta alcanzar sus respectivos niveles de equilibrio) debe manifestarse de forma más pronunciada con respecto a los títulos *perdedores* y *ganadores* más *extremos*, que (presumiblemente) serán valorados con un sesgo de mayor magnitud.

- La reversión de los precios de los títulos *perdedores* y *ganadores* no es simétrica, siendo más acusada para los primeros (13). Por término medio, la plusvalía obtenida sobre el mercado por la cartera L de 5 títulos (65,71%) es significativamente distinta de cero y representa casi el doble de la minusvalía acumulada por la cartera W (-35,07%), que no es estadísticamente significativa. Y ello a pesar de que la pérdida acumulada de los títulos *perdedores* durante el período de formación (igual a -147,9% en promedio) sólo es un

(13) De hecho, la figura 1 refleja que el mayor rendimiento aportado por la estrategia *contraria* cuando el tamaño de carteras L y W se reduce de 10 a 5 títulos proviene casi exclusivamente de la rentabilidad obtenida los títulos *perdedores*.

10% superior a la ganancia acumulada por los *ganadores* (igual a 137,8% por término medio).

3. La reversión de la rentabilidad anormal acumulada de las carteras L y W se concentra mayoritariamente (y, de hecho, sólo tiene lugar de forma estadísticamente significativa) durante los tres últimos años del período de análisis. En concreto, cuando esas carteras se forman con 5 títulos, la diferencia entre sus respectivas rentabilidades anormales medias acumuladas se duplica desde el mes $t = 25$ hasta el mes $t = 60$.

De Bondt y Thaler [1985, 1987] también encuentran que la mayor parte de la reversión de la rentabilidad anormal acumulada de los títulos *perdedores* tiene lugar en enero y, especialmente, en el mes de enero del primer año del período de análisis. Sin embargo, con relación a la muestra y período objeto de nuestro estudio no constatamos la reproducción de ese patrón de estacionalidad, como tampoco lo observan Alonso y Rubio [1990]. En concreto, la rentabilidad anormal media de la cartera L formada por 5 títulos en los meses $t = 1$, $t = 13$, $t = 25$, $t = 37$ y $t = 49$ es igual a 4,37, 7,44, 4,04, 3,34 y 2,58%, respectivamente, y sólo la segunda y cuarta cifra son significativamente distintas de cero. Con respecto a la cartera W de 5 títulos, su rentabilidad media ajustada por el mercado en esos mismos meses no es significativamente distinta de cero en ningún caso, siendo igual a 2,83, -4,64, 1,45, 0,75 y -3,55%.

La tabla 2 recoge los resultados de un test paramétrico adicional, el cual pone de manifiesto que, en promedio, la rentabilidad obtenida por la cartera L sobre el mercado en todos los meses enero del período de análisis es significativamente superior a la observada en febrero, marzo, abril, junio, octubre y diciembre. Asimismo, el test no paramétrico de Kruskal y Wallis [1952] rechaza la hipótesis de igualdad entre la rentabilidad media de la cartera L en los doce meses del año. Por el contrario, estos mismos tests no revelan un comportamiento estacional de la rentabilidad obtenida por la cartera W sobre el mercado.

4.2. EVIDENCIA HALLADA CON LAS RENTABILIDADES AJUSTADAS POR EL RIESGO DE MERCADO

En el análisis previo no se han tenido en consideración la posible diferencia existente en el nivel de riesgo de los títulos *perdedores* y *ganadores*. Por tanto, la diferencia negativa y significativa observada entre las rentabilidades obtenidas por las carteras L y W sobre el mercado, cuando és-

TABLA 2
ESTACIONALIDAD DE LAS RENTABILIDADES AJUSTADAS
POR EL MERCADO DE LAS CARTERAS L, W y L-W
(CONSTRUIDAS CON 5 TITULOS Y UTILIZANDO PERIODOS
DE FORMACION Y ANALISIS DE 60 MESES)

$$AR_{p,n,t} = \lambda_1 + \sum_{j=2}^{12} \lambda_j D_j + u_{p,n,t}$$

($p = L, W; n = 1, \dots, 6; t = 1, \dots, 60; D_j = 1$ en el mes j -ésimo del año
y $D_j = 0$ en el resto de meses del año)

$AR_{L,n,t}$	$AR_{W,n,t}$	$(AR_{L,n,t} - AR_{W,n,t})$	
λ_1	0,0424*** (3,424)	-0,0063 (-0,734)	0,0487*** (2,976)
λ_2	-0,0337** (-1,926)	0,0136 (1,121)	-0,0474*** (-2,046)
λ_3	-0,0370** (-2,112)	0,0041 (0,341)	-0,0412* (-1,777)
λ_4	-0,0465*** (-2,653)	0,0091 (0,751)	-0,0556*** (-2,402)
λ_5	-0,0273 (-1,561)	-0,0052 (-0,425)	-0,0221 (-0,957)
λ_6	-0,0335* (-1,916)	-0,0036 (-0,295)	-0,0299 (-1,294)
λ_7	-0,0187 (-1,067)	0,0007 (0,062)	-0,0194 (-0,840)
λ_8	-0,0249 (-1,425)	-0,0077 (-0,632)	-0,0172 (-0,745)
λ_9	-0,0245 (-1,397)	-0,0062 (-0,507)	-0,0183 (-0,790)
λ_{10}	-0,0565*** (-3,227)	0,0120 (0,988)	-0,0685*** (-2,960)
λ_{11}	-0,0276 (-1,576)	-0,0131 (-1,077)	-0,0145 (-0,626)
λ_{12}	-0,0506*** (-2,889)	0,0017 (0,144)	-0,0524** (-2,261)
Test F (prob.)	1,502 (0,128)	0,909 (0,531)	1,567* (0,105)
Test Kruskal-W. (prob.)	21,666** (0,027)	10,498 (0,486)	20,957** (0,034)

Valores del estadístico t entre paréntesis:

- * Significativo al 90%.
- ** Significativo al 95%.
- *** Significativo al 99%.

tas se forman y mantienen sobre períodos de 12 meses, puede obedecer: (i) a la *infra-reacción* del mercado, o (ii) a que la inversión a corto plazo en la cartera de títulos *ganadores* (*perdedores*) soporta un nivel de riesgo de mercado relativo —medido por el coeficiente β — significativamente superior (inferior) a uno.

Para contrastar esta última posibilidad, estimamos las regresiones [9] y [9a] utilizando como variable dependiente las rentabilidades de las carteras L y W (construidas con 5 títulos) en exceso sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, así como la diferencia entre los rendimientos mensuales de ambas carteras. La serie temporal disponible para la estimación de ambos modelos comprende $35 \times 12 = 420$ observaciones (desde enero de 1964 hasta diciembre de 1998), y los resultados obtenidos se recogen en el panel A de la tabla 3 (14).

A la vista de estos resultados, se puede apreciar que la diferencia entre la beta de las carteras W y L es negativa, si bien no se puede aceptar que sea significativamente distinta de cero. Asimismo, la diferencia entre la rentabilidad de ambas carteras no explicada por la variación de la prima de mercado representa en promedio un 1,05% mensual, no pudiendo ser rechazada la hipótesis [10] con un nivel de confianza superior al 99%. Por tanto, una estrategia de arbitraje *alcista* sobre los títulos *perdedores* y *ganadores* a corto plazo habría permitido realizar una rentabilidad anormal media positiva y significativa cuando el horizonte de esa estrategia se limita a un año. Ello avala la tesis relativa a la *infra-reacción* del mercado, que sugiere la evidencia preliminar obtenida con rentabilidades ajustadas por el mercado, frente a la hipótesis que supone la remuneración de la diferencia en el riesgo soportado por los títulos *perdedores* y *ganadores*.

A fin de determinar si la rentabilidad anormal de la estrategia *alcista* propuesta se distribuye uniformemente a lo largo del horizonte asumido, las regresiones [9] y [9a] se estimaron separadamente en cada mes t ($t = 1, \dots, 12$) del período de análisis (utilizando 35 observaciones en cada caso), y los resultados se recogen en el panel B de la tabla 3. El examen de estos resultados pone de manifiesto que la rentabilidad anormal obtenida por los títulos *ganadores* sobre los *perdedores* se concentra notablemente en los meses 2, 6 y 12 (que coinciden con febrero, junio y diciembre).

Adicionalmente, también contrastamos si la reversión significativa hallada con respecto a las rentabilidades obtenidas sobre el mercado por las

(14) Los resultados que figuran en las tablas 3 y siguientes no difieren en términos cualitativos de los obtenidos empleando las carteras L y W formadas por 10 títulos. Tales resultados no se incluyen por razones de espacio y se encuentran disponibles a requerimiento de los autores.

TABLA 3

RENTABILIDAD ANORMAL Y RIESGO DE MERCADO
DE LAS CARTERAS W, L y W-L SOBRE EL CONJUNTO
DE LOS $N = 35$ PERIODOS DE ANALISIS (LAS CARTERAS W y L
SON CONSTRUIDAS CON 5 TITULOS Y UTILIZANDO PERIODOS
DE FORMACION Y ANALISIS DE 12 MESES)

$$R_{p,n,t} - R_{f,n,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,n,t} - R_{f,n,t}) + e_{p,n,t} \quad (p=L,W; n=1, \dots, 35; t=1, \dots, 12)$$

$$R_{W,n,t} - R_{L,n,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,n,t} - R_{f,n,t}) + e_{p,n,t}$$

	Cartera W		Cartera L		Cartera W-L	
	α	β	α	β	α	β
A. Período de análisis completo						
	0,0027 (1,118)	1,1092*** (27,185)	-0,0078*** (-2,604)	1,2206*** (24,394)	0,0105*** (2,523)	-0,1114 (-1,598)
B. En cada mes t del período de análisis						
1	0,0096 (0,666)	1,3366*** (8,037)	0,0326** (2,240)	1,0666*** (6,363)	-0,0229 (-0,968)	0,2700 (0,988)
2	0,0322** (2,666)	0,6262*** (2,955)	-0,0131 (-1,670)	1,0416*** (7,593)	0,0453*** (3,436)	-0,4154* (-1,798)
3	0,0033 (0,403)	1,1292*** (9,230)	-0,0073 (-0,557)	1,2425*** (6,375)	0,0107 (0,629)	-0,1133 (-0,451)
4	0,0017 (0,210)	1,0197*** (7,443)	-0,0168 (-1,554)	0,9310*** (5,117)	0,0185 (1,392)	0,0887 (0,396)
5	-0,0049 (-0,701)	1,0028*** (6,456)	-0,0041 (-0,455)	1,3781*** (6,880)	-0,0008 (-0,070)	-0,3753 (-1,490)
6	0,0071 (1,185)	1,3062*** (11,211)	-0,0146 (-1,612)	1,2515*** (7,037)	0,0217* (1,766)	0,0548 (0,228)
7	-0,0027 (-0,363)	0,9884*** (6,913)	-0,0053 (-0,553)	0,8019*** (4,444)	0,0025 (0,178)	0,1865 (0,693)
8	-0,0048 (-0,644)	1,0369*** (8,780)	0,0206* (1,793)	1,5240*** (8,300)	-0,0254 (-1,632)	-0,4871* (-1,961)
9	0,0024 (0,307)	0,9728*** (7,294)	-0,0147 (-1,624)	1,3100*** (8,349)	0,0170 (1,305)	-0,3372 (-1,488)
10	-0,0039 (-0,426)	1,0651*** (8,675)	-0,0107 (-1,204)	1,1051*** (9,285)	0,0068 (0,449)	-0,0399 (-0,197)
11	-0,0012 (-0,138)	0,9617*** (5,421)	-0,0172* (-1,679)	1,6181*** (7,729)	0,0160 (1,080)	-0,6564** (-2,167)
12	-0,0031 (-0,485)	1,4268*** (8,130)	-0,0270*** (-2,880)	0,7202*** (2,806)	0,0239** (2,080)	0,7066** (2,246)

Valores del estadístico t entre paréntesis:

- * Significativo al 90%.
- ** Significativo al 95%.
- *** Significativo al 99%.

carteras de títulos *perdedores* y *ganadores* sobre períodos de formación y análisis de 60 meses puede ser efectivamente atribuida a la corrección de la *sobre-reacción* del mercado. Para ello estimamos los modelos [9] y [9b] utilizando las series de $6 \times 60 = 360$ rentabilidades mensuales observadas desde enero de 1968 hasta diciembre de 1997 para las carteras L y W formadas por 5 títulos sobre períodos de 60 meses y mantenidas sobre períodos de igual extensión.

TABLA 4

**RENTABILIDAD ANORMAL Y RIESGO DE MERCADO
DE LAS CARTERAS L, W y L-W SOBRE EL CONJUNTO
DE LOS $N = 6$ PERIODOS DE ANALISIS
(LAS CARTERAS L y W SON CONSTRUIDAS CON 5 TITULOS
Y UTILIZANDO PERIODOS DE FORMACION
Y ANALISIS DE 60 MESES)**

$$R_{p,n,t} - R_{f,n,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,n,t} - R_{f,n,t}) + e_{p,n,t} \quad (p=L,W; n=1, \dots, 6; t=1, \dots, 60)$$

$$R_{L,n,t} - R_{W,n,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,n,t} - R_{f,n,t}) + e_{p,n,t}$$

	Cartera L		Cartera W		Cartera L-W	
	α	β	α	β	α	β
A. Período de análisis completo						
	0,0078** (2,233)	1,3176*** (23,492)	-0,0065*** (-2,599)	1,0724*** (26,710)	0,0143*** (3,005)	0,2451*** (3,209)
B. En cada año T del período de análisis						
1	0,0023 (0,557)	1,2108*** (18,762)	-0,0050* (-1,753)	1,0375*** (23,462)	0,0073 (1,302)	0,1733** (1,988)
2	0,0073* (1,774)	1,1305*** (17,238)	-0,0089*** (-3,407)	0,9319*** (22,206)	0,0163*** (3,140)	0,1985** (2,403)
3	0,0055 (1,585)	1,1034*** (19,873)	-0,0070*** (-2,515)	0,9180*** (20,744)	0,0126*** (2,798)	0,1854*** (2,603)
4	0,0095*** (2,838)	1,2112*** (22,664)	-0,0030 (-1,111)	1,0032*** (23,037)	0,0126*** (2,742)	0,2081*** (2,851)
5	0,0035 (1,073)	1,2456*** (25,241)	-0,0077*** (-2,728)	1,0515*** (24,241)	0,0112** (2,651)	0,1941*** (3,003)

Valores del estadístico *t* entre paréntesis:

- * Significativo al 90%.
- ** Significativo al 95%.
- *** Significativo al 99%.

El panel A de la tabla 4 pone de manifiesto que la diferencia entre la beta de las carteras L y W, estimada por β_{L-W} , es positiva (igual a 0,24) y significativamente distinta de cero. Sin embargo, la diferencia hallada entre el riesgo de mercado soportado por las carteras de títulos *perdedores* y *ganadores* se muestra insuficiente para poder explicar la diferencia entre sus respectivas rentabilidades. En concreto, la estimación de α_{L-W} es igual a 0,0143 y no es posible rechazar la hipótesis [11] de *sobre-reacción* del mercado con un nivel de confianza del 99%.

Las regresiones [9] y [9b] también se estimaron separadamente para cada uno de los 5 años ($T = 1, \dots, 5$) del período de análisis, como proponen Ball y Kothari [1989]. Con ello tratamos de determinar en que año(s) se concentra la corrección del sesgo implícito en la valoración de los títulos *perdedores* y *ganadores*. Para esa estimación utilizamos las carteras L y W formadas sucesivamente al término de cada uno de los 26 años que van desde 1967 hasta 1992, y que son mantenidas durante los 5 años siguientes. De esta forma, para cada año T se dispone de una serie temporal de 72 observaciones no solapadas para estimar el modelo [9].

A la vista del panel B de la tabla 4, se aprecia que la rentabilidad anormal susceptible de haber sido realizada por la estrategia *contraria* sobre las carteras de títulos *perdedores* y *ganadores* a largo plazo es positiva y significativa en promedio en todos los años del período de análisis con la única excepción del primer año de ese período. Ello vuelve a confirmar nuestra tesis de que el mercado tiende a reaccionar de forma *lenta*, y no corrige la infravaloración (sobreevaluación) de los títulos *perdedores* (*ganadores*) hasta que transcurre un año desde la fecha en que esos títulos son identificados como tales.

Adicionalmente a la estimación de las regresiones [9] y [9b] sobre los 6 períodos de análisis consecutivos de 60 meses, también estimamos las regresiones [12] y [12a] en cada uno de los 6 períodos de formación-análisis de 120 meses. Los resultados de esta estimación se reflejan en la tabla 5. El análisis de esta tabla pone de manifiesto que, si bien los títulos *perdedores* son menos arriesgados en promedio que los títulos *ganadores* a lo largo del período de identificación de ambas clases de títulos, esta relación se invierte durante el período de análisis subsiguiente. Consiguientemente, la beta de la cartera L-W pasa de ser negativa por término medio en el período de formación ($\hat{\beta}_{0,L-W} = -0,10$) a tomar un valor significativamente positivo en promedio durante el período de análisis ($\hat{\beta}_{0,L-W} + \hat{\beta}_{1,L-W} = 0,28$).

Ello es consistente con los resultados hallados por Chan [1988] y Forner y Marhuenda [2001] en los mercados norteamericano y español

TABLA 5
RENTABILIDAD ANORMAL Y RIESGO DE MERCADO DE LAS CARTERAS L, W y L-W
EN CADA PERIODO DE FORMACION Y ANALISIS
(LAS CARTERAS L y W SON CONSTRUIDAS CON 5 TITULOS
Y UTILIZANDO PERIODOS DE FORMACION Y ANALISIS DE 60 MESES)

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{lp} D_t + \alpha_{wp} D_t + \beta_{lp} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{wp} (R_{mt} - R_{ft}) D_t + e_{pt} \quad (\varphi = L, W; t = -59, \dots, 60; D_t = 1 \text{ para } t > 0 \text{ y } D_t = 0 \text{ para } t < 0)$$

$$R_{L_t} - R_{W_t} = \alpha_{0L-W} (1 - D_t) + \alpha_{1L-W} D_t + \beta_{0L-W} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{1L-W} (R_{mt} - R_{ft}) D_t + e_{L-W_t}$$

Periodo	Cartera L			Cartera W			Cartera L-W				
	α_0	α_1	β_0	α_0	α_1	β_0	β_1	α_0	α_1	β_0	β_1
1963-72	-0,0203*** (-4,208)	-0,0009 (-0,179)	1,4195*** (4,863)	0,0216*** (5,982)	0,0061 (1,571)	0,9418*** (4,316)	-0,3775 (-1,605)	-0,0419*** (-6,323)	-0,0070 (-0,986)	0,4777 (1,192)	0,5424 (1,255)
1968-77	-0,0083* (-1,773)	0,0122*** (2,786)	0,8531*** (8,072)	0,0047 (1,037)	0,0008 (0,195)	1,4359*** (14,139)	-0,1527 (-1,135)	-0,0129*** (2,192)	0,0113** (2,057)	-0,5828*** (-4,364)	0,4897*** (2,767)
1973-82	-0,0134** (-2,252)	0,0123** (2,093)	1,0187*** (8,121)	0,0292*** (4,563)	-0,0072 (-1,128)	1,8512*** (13,715)	-0,5441*** (-2,855)	-0,0427*** (-5,149)	0,0195*** (2,378)	-0,8325*** (-4,771)	0,9918*** (4,026)
1978-87	-0,0305*** (-3,447)	0,0135 (1,412)	1,3845*** (7,384)	0,0243*** (4,228)	0,0021 (0,333)	0,9242*** (7,593)	-0,0046 (-0,033)	-0,0548*** (-4,691)	0,0114 (0,905)	0,4603* (1,860)	0,1967 (0,703)
1983-92	-0,0020 (-0,235)	0,0125 (1,564)	0,5971*** (6,740)	0,0124 (1,314)	-0,0184*** (-2,088)	1,5739*** (16,063)	-0,0238 (0,144)	-0,0144 (-1,001)	0,0309** (2,296)	-0,9778*** (-6,536)	-0,0121 (-0,048)
1988-97	-0,0229** (-2,394)	0,0094 (0,951)	1,5621*** (10,824)	0,0208*** (3,538)	0,0050 (0,824)	0,7125*** (8,042)	-0,1135 (-0,805)	-0,0438*** (-3,576)	0,0044 (0,349)	0,8496*** (4,609)	0,0638 (0,217)
Agregado	-0,0162*** (-5,824)	0,0098*** (3,516)	1,1392*** (20,815)	0,0188*** (8,401)	-0,0019 (-0,126)	1,2399*** (28,484)	-0,2027*** (-2,885)	-0,0351*** (-7,577)	0,0118*** (2,865)	-0,1009*** (-3,681)	0,3787*** (4,311)

Valores del estadístico t y del estadístico agregado U (en la última fila) entre paréntesis:

- * Significativo al 90%.
- ** Significativo al 95%.
- *** Significativo al 99%.

respectivamente, utilizando períodos de formación-análisis de 72 meses en la estimación de las regresiones [12] y [12a]. Sin embargo, a diferencia de la evidencia aportada por estos dos trabajos, la tabla 5 revela que el incremento experimentado por el riesgo soportado por la estrategia *contraria* no llega a anular la significación de su rentabilidad anormal. En concreto, la media de las estimaciones del índice de Jensen de la cartera L-W para los 6 períodos de análisis considerados sólo es ligeramente inferior a la estimación obtenida con la ecuación [9b] que figura en la tabla 4, y la hipótesis de *sobre-reacción* del mercado continúa sin poder ser rechazada con un nivel de confianza superior al 99%.

5. RESUMEN Y CONSIDERACIONES FINALES

La hipótesis de *infra-reacción* sugiere que, ante la aparición de *buenas* (*malas*) noticias, los precios de los títulos reaccionan al alza (a la baja) sólo parcialmente y el resto del ajuste se difiere en el tiempo. Por el contrario, la hipótesis de *sobre-reacción* predice que el mercado confiere un precio *excesivamente* alto (bajo) a aquellos títulos con respecto a los que han recibido *buenas* (*malas*) noticias en el pasado de forma sistemática. Por tanto la *infra-reacción* se traducirá en una correlación positiva de las rentabilidades anormales observadas a corto plazo (sobre un intervalo de amplitud igual o inferior a un año), mientras que la *sobre-reacción* predice la reversión de las rentabilidades anormales extremas (positivas y negativas) observadas a largo plazo.

En el mercado de capitales español, Rouwenhorst [1998] únicamente documenta la persistencia de las rentabilidades observadas sobre períodos de 6 meses, mientras que Alonso y Rubio [1990] y Forner y Marhuenda [2001] encuentran una evidencia contradictoria acerca de la reversión de las rentabilidades de los activos computadas sobre intervalos de 36 meses.

Sobre la base de una muestra de valores negociados en el mercado español durante el período 1963-1998, la evidencia aportada por este trabajo indica que:

- La persistencia de las rentabilidades a *corto plazo* se mantiene cuando el horizonte de medida se extiende hasta 12 meses. En concreto, una estrategia *alcista* (o de *momentum*) consistente en la toma de posición *larga* (*corta*) en los cinco o diez títulos *ganadores* (*perdedores*) que obtienen una rentabilidad sobre el mercado más positiva

(negativa) en cada año, permite realizar durante el año siguiente una rentabilidad anormal –con respecto a la rentabilidad prevista por el CAPM– significativa e igual a un 1,05% en promedio.

- La reversión de las rentabilidades a *largo plazo* es significativa cuando su intervalo de medida se amplía hasta 60 meses. Asimismo, esa reversión es más acentuada con respecto a las rentabilidades muy inferiores a la media del mercado y se manifiesta especialmente en el mes enero. En conjunto, una estrategia *contraria* que adopta una posición *larga (corta)* en los cinco o diez títulos identificados como *perdedores (ganadores)* durante los últimos cinco años, se traduce en la obtención de un rendimiento anormal medio de un 1,43% durante los cinco años siguientes.

Así pues, nuestros resultados nos llevan a concluir que el comportamiento del mercado español durante el período analizado se caracteriza simultáneamente por: (i) una *infra-reacción*, en tanto la respuesta agregada de los inversores a las noticias recibidas en cada año parece ser *excesivamente lenta* y se difiere a lo largo del año siguiente, y (ii) una *sobre-reacción*, dado que esa respuesta es *excesivamente extrema* con respecto a una serie continuada de *buenas y malas* noticias recibidas sobre períodos de cinco años.

La investigación futura deberá contrastar si la rentabilidad anormal de las estrategias de arbitraje propuestas es significativa cuando: (i) las carteras de títulos *perdedores* y *ganadores* no se forman en diciembre; (ii) se controlan las diferencias en el tamaño de las empresas y en otras variables habitualmente propuestas como subrogados del riesgo sistemático (como el ratio resultado/precio, el ratio valor contable/precio o el apalancamiento financiero) (15), o (iii) se analizan separadamente los períodos de expansión y recesión de la economía real. Asimismo, cabe contrastar si tanto la *sobre-reacción* como la *infra-reacción* del mercado con respecto a las empresas que hemos identificado como *perdedoras* y *ganadoras* a largo y corto plazo, respectivamente, puede estar referida a la tendencia pasada de los resultados revelados por la contabilidad de esas empresas.

(15) En concreto, la elevada rentabilidad que muestran los títulos *perdedores*, que contribuye en gran medida al rendimiento de la estrategia *contraria*, puede ser sobrestimada si tales títulos pertenecen a empresas pequeñas y de liquidez reducida (y su *bid-ask spread* es relativamente alto), especialmente en los primeros años del período analizado. Los autores agradecen este comentario a un evaluador anónimo.

BIBLIOGRAFÍA

- ABARBANELL, J., y V. BERNARD [1992]: «Test of analysts' overreaction / underreaction to earnings as an explanation for anomalous stock price behavior», *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1181-1207.
- ALONSO, A., y G. RUBIO [1990]: «Overreaction in the Spanish stock market», *Journal of Banking and Finance*, vol. 14, pp. 469-481.
- BALL, R. [1992]: «The earnings-price anomaly», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 15, pp. 319-345.
- BALL, R., y S. KOTHARI [1989]: «Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns», *Journal of Financial Economics*, vol. 25, pp. 51-74.
- 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.
- BALL, R., S. KOTHARI y R. WATTS [1993]: «Economics determinants of the relation between earnings changes and stock returns», *Accounting Review*, vol. 68, pp. 622-638.
- BANZ, R. W. [1981]: «The relationship between return and market value of common stocks», *Journal of Financial Economics*, vol. 9, pp. 3-18.
- BERNARD, V., y J. THOMAS [1989]: «Post-earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium?», *Journal of Accounting Research*, vol. 27 (suplemento), pp. 1-36.
- [1990]: «Evidence that prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings», *Journal of Accounting and Economics*, vol. 13, pp. 305-340.
- BHARDWAJ, R., y L. BROOKS [1992]: «The January anomaly: Effects of low share price, transaction costs and bid-ask bias», *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 553-575.
- 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.
- CHAN, K. [1988]: «On the contrarian investment strategy», *Journal of Business*, vol. 61, pp. 147-163.
- CHAN, L., N. JEGADEESH y J. LAKONISHOK [1996]: «Momentum strategies», *Journal of Finance*, vol. 51, pp. 1681-1713.
- CHEN, C., y D. SAUER [1997]: «Is stock market overreaction persistent over time?», *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 24, pp. 51-65.
- CHOPRA, N., J. LAKONISHOK y J. RITTER [1992]: «Measuring abnormal performance. Do stocks overreact?», *Journal of Financial Economics*, vol. 31, pp. 235-268.
- CONRAD, J., y G. KAUL [1988]: «Time variation in expected stock returns», *Journal of Business*, vol. 61, pp. 409-425.
- DE BONDT, R., y W. THALER [1985]: «Does the stock market overreact?», *Journal of Finance*, vol. 40, pp. 793-805.

- DE BONDT, R., y W. THALER [1987]: «Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality», *Journal of Finance*, vol. 42, pp. 557-581.
- DISSANAIKE, G. [1997]: «Do stock market investors overreact?», *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 24, pp. 27-49.
- FAMA, E. [1970]: «Efficient capital markets: A review of the theory and empirical work», *Journal of Finance*, vol. 25, pp. 383-417.
- [1976]: *Foundations of Finance*, Basic Books Inc., Nueva York.
- [1998]: «Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance», *Journal of Financial Economics*, vol. 49, pp. 283-306.
- FAMA, E., y K. FRENCH [1988]: «Permanent and temporary components of stock prices», *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 246-273.
- FORNER, C., y J. MARHUENDA [2001]: «¿Existe en el mercado español un efecto sobre-reacción?», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 30, pp. 39-66.
- FOSTER, G. [1977]: «Quarterly accounting data: Time series properties and predictive ability results», *Accounting Review*, vol. 52, pp. 1-21.
- FREEMAN, R., y T. TSE [1989]: «The multiperiod information content of accounting earnings: Confirmations and contradictions of previous earnings reports», *Journal of Accounting Research*, vol. 27, pp. 49-79.
- JEGADEESH, N., y D. TITMAN [1993]: «Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency», *Journal of Finance*, vol. 48, pp. 65-91.
- KAHNEMAN, D., y A. TVERSKY [1973]: «On the psychology of prediction», *Psychological Review*, vol. 80, pp. 237-251.
- [1982]: «Intuitive prediction: Biases and corrective procedures», en D. KAHNEMAN, P. SLOVIC y A. TVERSKY (ed.): *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*, Cambridge University Press, Cambridge.
- KEIM, D. [1989]: «Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points», *Journal of Financial Economics*, vol. 25, pp. 75-98.
- KRUSKAL, W., y W. WALLIS [1952]: «Use of ranks in one-criterion variance analysis», *Journal of American Statistical Association*, vol. 47, pp. 583-621.
- LAKONISHOK, J., y S. SMIDT [1984]: «Volume and turn-of-the-year behavior», *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp. 435-455.
- LINTNER, J. [1965]: «The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stocks portfolios and capital budgets», *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, pp. 13-37.
- LIU, W., N. STRONG y X. XU [1999]: «The profitability of momentum investing», *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol. 26, pp. 1043-1091.
- LOUGHRAN, T., y J. RITTER [1996]: «Long-term market overreaction: The effect of low-priced stocks», *Journal of Finance*, vol. 51, pp. 1959-1970.
- MAI, H. (1995): «Sur-reaction sur le marché français des actions au Règlement Mensuel 1977-1990», *Finance*, vol. 16, pp. 113-136.
- POTERBA, J., y L. SUMMERS [1988]: «Mean reversion in stock prices: Evidence and implications», *Journal of Financial Economics*, vol. 22, pp. 27-59.
- POWER, D., A. LONIE y R. LONIE [1991]: «The overreaction effect-some UK evidence», *British Accounting Review*, vol. 23, pp. 793-805.