

¿EXISTE EN EL MERCADO ESPAÑOL UN EFECTO SOBRE-REACCIÓN?*

Carlos Forner y Joaquín Marhuenda**

WP-EC 99-21

Correspondencia a C. Forner: Universidad de Alicante. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Depto. de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing. Ctra. San Vicente del Raspeig, s/n. 03071 Alicante. Tel.: 965 903 611 / Fax: 95 903 621 / e-mail: carlos.forner@ua.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Diciembre 1999.

Depósito Legal: V-5428-1999

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* Los autores desean agradecer a Gonzalo Rubio las facilidades concedidas para disponer de su base de datos sin la que este trabajo no hubiera sido posible.

** C. Forner y J. Marhuenda: Universidad de Alicante.

¿EXISTE EN EL MERCADO ESPAÑOL UN EFECTO SOBRE-REACCIÓN?

Carlos Forner y Joaquín Marhuenda

RESUMEN

Numerosos estudios han puesto de manifiesto que la “estrategia contraria”, consistente en construir una cartera de arbitraje que compra los títulos que peor se han comportado en el pasado (perdedores) y vende los que mejor lo han hecho (ganadores), proporciona rentabilidades anormalmente positivas en el futuro. Varias hipótesis se han barajado a la hora de explicar este comportamiento anómalo del mercado; la más conocida, y también discutida, es el llamado “efecto sobre-reacción”. En este trabajo analizamos la “estrategia contraria” en el mercado español utilizando periodos de tres años, tanto para determinar la cartera de perdedores y de ganadores como para analizar su comportamiento futuro. Para ello nos apoyamos en la metodología propuesta por De Bondt y Thaler (1985) y Chan (1988), llegando a la conclusión de que utilizando periodos de tres años la “estrategia contraria” no bate al mercado y, por lo tanto, no se observa "sobre-reacción".

Palabras clave: eficiencia, sobre-reacción, riesgo, beta.

ABSTRACT

Several studies have shown that the *contrarian strategy*, or the forming of a *zero-investment* portfolio that buys the stocks that have performed poorly in the past (*losers*) and sells those that have performed well (*winners*), creates abnormally positive returns in the future. Many hypotheses have been suggested in an attempt to explain such strange behavior by the market, but the most widely discussed is the so-called *overreaction* effect. In this paper we analyze the *contrarian strategy*, in the empirical context of the Spanish stock market, using three-year periods, not only to form the portfolios of *winners* and *losers*, but also to analyze the future performance of the stocks involved. We follow the methodologies proposed by De Bondt and Thaler (1985) and Chan (1988), and we arrive at the conclusion that, with the use of three-year periods, the *contrarian strategy* does not beat the market and, therefore, no *overreaction* effect is observed in the Spanish market.

Key Words: Efficiency, *Overreaction*, Risk, Beta.

1. INTRODUCCION.

Durante las últimas décadas la hipótesis de eficiencia del mercado ha sido uno de los temas dominantes en la investigación financiera. Como se sabe, esta hipótesis asume que los precios incorporan eficientemente toda la información pública y que los precios pueden considerarse como estimaciones óptimas del valor verdadero de una inversión en cualquier momento del tiempo.

No obstante, uno de los tópicos que ha recibido mayor atención por parte de la comunidad financiera es la posibilidad de que los inversores puedan predecir la rentabilidad futura. Como se puede suponer, si esta posibilidad es real la hipótesis de eficiencia se ve seriamente dañada. En este sentido, varios investigadores han puesto de manifiesto la posibilidad de predecir la rentabilidad de activos, títulos individuales o índices, tanto a corto como a largo plazo. Por ejemplo, Conrad y Kaul (1989) y Lo y MacKinlay (1988) indican que se puede predecir la rentabilidad a corto plazo, mientras que Fama y French (1988) y Poterba y Summers (1988) sugieren lo mismo con la rentabilidad a largo plazo.

En esta línea de investigación, uno de los artículos más influyentes y controvertidos ha sido el de De Bondt y Thaler (1985) que pone de manifiesto cambios de sentido en la rentabilidad económicamente significativos en intervalos largos de tiempo. En particular, los títulos que experimentan la rentabilidad más baja (“perdedores”) en el período previo de 3 o 5 años (período de formación) superan en el período siguiente de 3 o 5 años (período de prueba) a los que experimentan la rentabilidad más alta (“ganadores”) en el período previo. De forma que si este planteamiento es correcto, la rentabilidad de la estrategia contraria consistente en formar

una cartera de arbitraje, tomando una posición larga en "perdedores" y corta en "ganadores", es positiva y significativa en el período de prueba¹.

De Bondt y Thaler (1985) interpretan su evidencia como una manifestación del comportamiento irracional de los inversores. En particular, estos autores basaron sus explicaciones en los hallazgos obtenidos por Kahneman y Tversky (1982) en el campo de la psicología cognitiva, que sugieren que los individuos al revisar sus creencias tienden a asignar un peso excesivo a la información reciente, incumpliendo la regla de Bayes, 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 puedan desviarse, temporalmente, de sus valores fundamentales subyacentes como consecuencia tanto de un optimismo como de un pesimismo excesivo. Este potencial incumplimiento de la hipótesis de eficiencia recibe el nombre de "sobre-reacción".

Además del efecto "sobre-reacción" la literatura posterior ha aportado varias explicaciones alternativas, o complementarias, que tratan de analizar la naturaleza del comportamiento de la estrategia contraria:

- la inestabilidad del riesgo de los títulos "perdedores" y "ganadores" a lo largo del tiempo,
- el diferencial de tamaño entre los títulos "perdedores" y "ganadores", vinculado con el efecto Enero, y
- la existencia de sesgos de microestructura.

¹ También existe evidencia de cambios de sentido de la rentabilidad en períodos de tiempo menores (mes, semana, día). Entre los más importantes, se deben destacar los trabajos de Jegadeesh (1990) y Lehmann (1990) que apoyan argumentos de "sobre-reacción", y los de Lo y MacKinlay (1990) y Jegadeesh y Titman (1991) que no consideran que el cambio de sentido en la rentabilidad tenga su origen en la "sobre-reacción" del mercado.

La primera explicación fue apuntada por Chan (1988)² que sugiere que si el valor de mercado es, realmente, un buen proxy del riesgo, como sugiere la literatura del efecto tamaño, los títulos “perdedores” son más seguros al comienzo del período de “formación” que a su fin, sucediendo lo contrario con los títulos “ganadores”. Si este planteamiento es correcto, un declive (aumento) en el precio de un título conduce a un aumento (declive) en el coeficiente de endeudamiento y el riesgo medido a través de las betas del CAPM³.

Por lo que se refiere a la segunda explicación fue planteada, entre otros, por Zarowin (1990) que indica que la tendencia de los títulos “perdedores” a superar a los “ganadores” no tiene su origen en el fenómeno “sobre-reacción”, sino en la tendencia que presentan los títulos “perdedores” a representar a empresas de menor tamaño que los “ganadores”. De manera, que cuando el análisis se realiza comparando títulos “perdedores” y “ganadores” de igual tamaño desaparecen las discrepancias de rentabilidad⁴, salvo en el mes de Enero. De esta forma, este autor concluye que el fenómeno “sobre-reacción” es subsumido por los efectos tamaño y Enero.

En lo que se refiere a estas dos primeras explicaciones, tanto De Bondt y Thaler (1987) como Chopra, Lakonishok y Ritter (1992) encuentran evidencia de un efecto “sobre-reacción” económicamente significativo después de ajustar tanto por el diferencial de tamaño como por el de riesgo, mientras que Ball y Kothari (1989) obtienen el resultado contrario.

² Explicaciones en esta línea también fueron proporcionadas, entre otros, por Vermaelen y Verstringe (1986) y Ball y Kothari (1989). Por otra parte, Jones (1993) intenta reconciliar los resultados discrepantes de DeBondt y Thaler (1985, 1987), Chan (1988) y Ball y Kothari (1989) mediante su conexión con la autocorrelación negativa en la rentabilidad a largo plazo de los índices.

³ De acuerdo con este planteamiento, si se estima un beta en el período de formación, sin tener en cuenta los cambios posibles en el riesgo, el beta estimado será una estimación sesgada del beta en el período de prueba. En este sentido, dado que el riesgo de la cartera de títulos “perdedores” aumenta durante el período de formación, el beta del período de formación subestima al del período de prueba. Este sesgo ocurre en la dirección opuesta cuando se tiene en cuenta la cartera de títulos “ganadores”.

⁴ A resultados similares llegaron Fama y French (1986) y Zarowin (1989).

La última explicación que trata de examinar la naturaleza de la “estrategia contraria” fue propuesta por Conrad y Kaul (1993). Estos autores demuestran que estas estrategias presentan, a largo plazo, rentabilidades sesgadas al alza dado que, normalmente, acumulan de forma “aritmética” rentabilidades a corto plazo (mensuales) de títulos “ganadores” y “perdedores” en períodos largos (3 a 5 años)⁵. Mediante esta forma de calcular las rentabilidades a largo plazo, no solamente se acumulan las rentabilidades a corto plazo “verdaderas” sino también el sesgo al alza en cada una de las rentabilidades de los períodos individuales inducidos por los errores de medida⁶.

Adicionalmente, tanto Conrad y Kaul (1993) como Ball, Kothari y Shanken (1995) detectan que la rentabilidad de los títulos con precios más bajos tienen un mayor sesgo al alza en su rentabilidad que los de mayor precio. Consecuentemente, si los títulos “perdedores” tienen, por término medio, un precio menor que los “ganadores”, la rentabilidad de la cartera de arbitraje presentará un sesgo al alza que no está relacionado con la “sobre-reacción” del mercado.

Hasta ahora, hemos efectuado una presentación de la naturaleza de la “estrategia contraria” así como de sus posibles explicaciones. Toda la evidencia presentada se refiere fundamentalmente a Estados Unidos. Obviamente, como ocurre en las distintas áreas económicas una vez que se detecta un fenómeno en este mercado, se procede a comprobar su existencia en los restantes mercados mundiales. Así, los resultados de De Bondt y Thaler

⁵ Siguiendo la línea planteada por Blume y Stambaugh (1983) y Roll (1983), demuestran que las rentabilidades de períodos individuales están sesgadas al alza como consecuencia de los errores de medida detectados en los precios provocados por: el spread bid-ask, la negociación asíncrona y/o discretización del precio. Planteamientos similares pueden observarse en Dissanaike (1994).

⁶ Estos resultados han sido seriamente cuestionados por Loughran y Ritter (1996) que observan que existe poca diferencia entre la rentabilidad en el período de prueba con independencia de que se acumulen rentabilidades mensuales o se utilice una rentabilidad de comprar-y-mantener. Adicionalmente, consideran que los resultados obtenidos por Conrad y Kaul (1993) se deben a que introducen un sesgo de supervivencia y a que confunden patrones de corte transversal en los títulos individuales con una reversión a la media a largo plazo en el mercado.

(1985) son respaldados, entre otros, por: Power, Lonie y Lonie (1991), MacDonald y Power (1991) y Campbell y Limmack (1997) en el Reino Unido; Mai (1995) en el mercado francés; Alonso y Rubio en España (1990) y da Costa (1994) en Brasil. Este fenómeno también se ha observado en mercados distintos a los de acciones, así Stein (1989) y Mao, Rao y Sears (1989) encuentran que, respectivamente, los mercados de opciones y futuros sobre bonos del tesoro también exhiben una “sobre-reacción” por parte de los inversores.

Por otra parte, también se han detectado patrones totalmente opuestos a los que propone la hipótesis de “sobre-reacción”. Así, por ejemplo, Jegadeesh y Titman (1993)⁷ detectan, en el ámbito del mercado USA, que una estrategia consistente en comprar títulos que han experimentado una alta rentabilidad en el pasado y, simultáneamente, vender aquellos que la han experimentado baja produce una rentabilidad positiva significativa en el futuro cuando se utilizan períodos de formación y de mantenimiento de 3 a 12 meses. Estos resultados implican la existencia de una tendencia o "momentum" en las rentabilidades a corto plazo. En este sentido Rouwenhorst (1998) documenta la presencia de "momentum" en mercados de capitales internacionales, entre ellos el español.

Consistente con el fenómeno documentado en psicología conocido como "conservadurismo" (Edwards, 1968), las rentabilidades anormales obtenidas por las estrategias de "momentum" podrían tener su origen en la infra-reacción de los precios ante la información reciente en periodos de uno a tres meses. Es decir, las noticias son incorporadas lentamente en los precios, por lo que estos tienden a presentar autocorrelaciones positivas en estos periodos.

⁷ A un resultado similar habían llegado Davidson y Dutia (1989) en USA al comprobar que los títulos “ganadores” siguen siendo “ganadores” y los “perdedores” siguen siendo “perdedores”, y Kryzanowski y Zhang (1992) en el mercado canadiense.

Es importante resaltar que la hipótesis de "sobre-reacción" (asociada a la "estrategia contraria") y la hipótesis de "infra-reacción" (asociada a la estrategia de "momentum") no tienen porque contradecirse, sino que pueden ser perfectamente compatibles. La hipótesis de "infra-reacción" supone que los inversores no reaccionan lo suficientemente rápido ante una noticia o evento aislado, lo que provoca una tendencia en los precios después del evento del mismo signo que éste. En cambio, la hipótesis de "sobre-reacción" sugiere que los inversores son excesivamente pesimistas (optimistas) ante no una sino una serie continuada de malas (buenas) noticias, lo que provoca una reversión futura en los precios al percatarse éstos de que su excesivo pesimismo (optimismo) ha desviado los precios de mercado de sus valores fundamentales.

Tres trabajos recientes, Barberis, Shleifer y Vishny (1998), Hong y Stein (1999) y Daniel, Hirshleifer y Subrahmanyam (1998), han propuesto teorías que intentan explicar la existencia conjunta de estas dos conductas en el mercado de capitales, utilizando para ello modelos que tratan de recoger el comportamiento o sentimiento de los inversores.

Sorprendentemente, en el ámbito del mercado español existen muy pocos trabajos que tratan de comprobar la existencia de "sobre-reacción". En particular, Alonso y Rubio (1990) observan que este fenómeno está presente en nuestro mercado, incluso cuando se realiza un ajuste por tamaño. De esta forma, el objetivo fundamental de este trabajo consiste en añadir evidencia, a la ya existente, en lo que respecta a la validez, o no, de la hipótesis de "sobre-reacción". Para ello, el análisis se realiza teniendo en cuenta tanto rentabilidades ajustadas al mercado como ajustadas al riesgo. Si esta hipótesis es correcta, como indican De Bondt y Thaler (1985), se esperan dos consecuencias fundamentales:

- movimientos extremos en los precios de los títulos serán seguidos de subsiguientes movimientos en la dirección opuesta.
- cuanto mayor sea el movimiento del precio inicial, mayor será el ajuste subsiguiente.

El trabajo se organiza como sigue: en el segundo apartado se presentan tanto los datos como la metodología a emplear. A continuación, se ofrecen los resultados del análisis empírico y, finalmente, se presentan las conclusiones.

2. DATOS Y METODOLOGIA.

La idea principal en la que se apoya la hipótesis de “sobre-reacción” es la posibilidad de que los precios se desvíen sistemáticamente de sus valores fundamentales, de manera que utilizando información sobre la rentabilidad en el pasado se puedan predecir sus cambios de sentido. Por tanto, las pruebas que vamos a realizar tratan de identificar en que medida una rentabilidad residual sistemática distinta de cero después de algún mes de referencia, está asociada con una rentabilidad residual sistemática distinta de cero en los meses previos.

En particular, en este estudio nos vamos a centrar en títulos que han experimentado rentabilidades residuales extremas en períodos de tres años. De manera que, una vez que se hayan identificado estos títulos, se procede a construir dos carteras una formada por títulos “ganadores” (W) y otra por títulos “perdedores” (L). Lógicamente, para proceder a la construcción de las carteras, se necesita algún mecanismo que permita obtener rentabilidades residuales. En la literatura financiera se han propuesto básicamente tres:

- residuos del modelo de mercado,
- excesos de rentabilidad ajustados al mercado⁸, y
- excesos de rentabilidad obtenidos del CAPM.

En este trabajo, como en la inmensa mayoría de la literatura referente al análisis de la “sobre-reacción”, vamos a utilizar el segundo procedimiento como medio para obtener rentabilidades residuales.

2.1. DATOS.

En este estudio se utilizan las rentabilidades mensuales, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y "splits", de títulos cotizados en el mercado español en el período de tiempo que va de Enero de 1963 a Diciembre de 1997, un total de 420 meses. Para que un título pueda formar parte de la muestra se le exige que cotice de forma ininterrumpida durante los 36 meses anteriores a la fecha de formación (período de formación) y que tenga al menos una cotización en los 36 meses siguientes (período de prueba). Este procedimiento se realiza 11 veces tomando como fecha de formación Diciembre de 1965, Diciembre de 1968, ..., Diciembre de 1995⁹. Como índice de mercado se utiliza un índice igualmente ponderado de los títulos disponibles en la muestra en cada momento del tiempo.

Como rentabilidad del activo libre de riesgo se ha utilizado: hasta 1982, el tipo de interés de los préstamos ofrecidos por las instituciones financieras; en el periodo 1982-1987,

⁸ Este procedimiento es un caso particular del modelo de mercado en que la estimación de α es cero y la de β uno.

⁹ Es decir, el conjunto de períodos de formación-prueba es el siguiente: (1/63-12/65;1/66-12/68), (1/66-12/68;1/69-12/71), (1/69-12/71;1/72-12/74),..., (1/93-12/95;1/96-12/97). Se puede observar que el último período de prueba únicamente tiene dos años, esto se debe a la no disponibilidad de los datos de 1998.

el equivalente mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro; en el período 1988-1995, el tipo de interés mensualizado de las letras a un año en el mercado secundario y hasta 1997 los repos a un mes.

2.2. METODOLOGIA.

Una vez que hemos definido de que manera vamos a calcular la rentabilidad residual de cada título y conocemos las restricciones impuestas a los datos que vamos a utilizar en el estudio, el siguiente paso va a ser describir de que forma se construyen las carteras de títulos “ganadores” y “perdedores”, y los procedimientos estadísticos que nos van a permitir contrastar la validez de la hipótesis de “sobre-reacción”. Para ello, vamos a emplear la metodología utilizada por De Bondt y Thaler (1985) que ha sido la utilizada de forma mayoritaria en la literatura sobre este tema.

En primer lugar, para cada título en la muestra, comenzando en Diciembre de 1965 (fecha de formación de la cartera, $t = 0$), se obtiene la rentabilidad ajustada al mercado en los 36 meses previos, definida de la siguiente forma:

$$u_{jt} = R_{jt} - R_{Mt} \quad [1]$$

donde u_{jt} es la rentabilidad anormal ajustada al mercado de la acción j en el mes t ; R_{jt} es la rentabilidad del título j en el mes t y R_{Mt} es la rentabilidad del índice igualmente ponderado en el mes t .

A continuación, se calcula el exceso de rentabilidad acumulado durante los 36 meses previos (período de formación) para cada título

$$CU_j = \sum_{t=-35}^0 u_{j,t} \quad [2]$$

donde CU_j es el exceso de rentabilidad acumulado del título j .

Los excesos de rentabilidad acumulados de todos los títulos son clasificados de menor a mayor, formándose carteras de acuerdo con esta clasificación. Los cinco títulos superiores se asignan a la cartera “ganadora” (W) y los cinco inferiores a la “perdedora” (L). Este procedimiento se realiza 11 veces para todos los períodos de “formación” no-solapados de tres años entre Enero de 1963 y Diciembre de 1995. De este forma, las carteras se construyen teniendo en cuenta el comportamiento del exceso de rentabilidad antes de la fecha de formación de cartera ($t = 0$).

Seguidamente, en cada uno de los once períodos de prueba de tres años no solapados desde Enero de 1966 a Diciembre de 1997, y para cada uno de los 36 meses del mismo, se calcula el exceso de rentabilidad medio de todos los títulos que forman parte de las carteras “ganadora” y “perdedora” de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} AR_{W,i,t} &= \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} u_{j,i,t}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11 \\ AR_{L,i,t} &= \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} u_{j,i,t}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11 \end{aligned} \quad [3]$$

donde n representa el número de títulos que forman parte de cada cartera, i se refiere al período considerado y AR es el exceso de rentabilidad medio de una cartera. Si la rentabilidad de un título desaparece en un mes posterior a la formación de la cartera, entonces el AR se calcula como el promedio de las rentabilidades residuales disponibles. Consecuentemente, siempre que desaparece un título, los cálculos implican un reajuste implícito.

El siguiente paso consiste en calcular el exceso de rentabilidad medio acumulado para cada uno de los 36 meses de los 11 períodos de prueba

$$\begin{aligned} CAR_{W,i,t} &= \sum_{\tau=1}^t AR_{W,i,\tau}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11 \\ CAR_{L,i,t} &= \sum_{\tau=1}^t AR_{L,i,\tau}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11 \end{aligned} \quad [4]$$

Una vez que disponemos de los CAR 's de los diferentes períodos de prueba, se procede a calcular los CAR 's medios para cada cartera y cada mes del período de prueba, entre $t=1$ y $t=36$. Estos se denotan como $ACAR_{W,t}$ y $ACAR_{L,t}$, y se calculan de la siguiente

forma:

$$\begin{aligned} ACAR_{W,t} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{W,i,t}, \quad t = 1,2,\dots,36 \\ ACAR_{L,t} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{L,i,t}, \quad t = 1,2,\dots,36 \end{aligned} \quad [5]$$

donde N representan el número de períodos de prueba¹⁰, en nuestro caso once.

Si existe “sobre-reacción”, en el período de prueba ($t > 0$) se espera que suceda lo siguiente:

$$\begin{aligned} ACAR_{L_t} &> 0, \quad t = 1, \dots, 36; \\ ACAR_{W_t} &< 0, \quad t = 1, \dots, 36; \\ ACAR_{L_t} - ACAR_{W_t} &> 0, \quad t = 1, \dots, 36. \end{aligned} \quad [6]$$

Por el contrario si el mercado es eficiente las desigualdades anteriores se deberían convertir en igualdades¹¹.

Para contrastar si los $ACAR$ son significativamente distintos de cero, en los dos primeros casos, utilizamos un test de la t sobre la media de $ACAR_{L_t}$ y $ACAR_{W_t}$, siendo desconocida la varianza de la población. Los tests estadísticos vienen dados por

$$t_{L_t} = \frac{ACAR_{L_t}}{s_{L_t} / \sqrt{N}} \quad [7]$$

¹⁰ En cualquier caso, los $ACAR$ también se pueden calcular acumulando las rentabilidades residuales medias (AAR) definidas como

$$AAR_{ht} = \frac{1}{11} \sum_{i=1}^{11} AR_{h,i,t}, \quad h = L, W, \quad t = 1, 2, \dots, 36$$

de manera que

$$ACAR_{ht} = \sum_{\tau=1}^t AAR_{ht}, \quad h = L, W, \quad t = 1, 2, \dots, 36$$

¹¹ Se debe observar que el lado izquierdo de la tercera hipótesis a contrastar representa el $ACAR$ de la cartera de arbitraje que utiliza una “estrategia contraria” (A).

y

$$t_{W_t} = \frac{ACAR_{W_t}}{s_{W_t} / \sqrt{N}} \quad [8]$$

donde s_{L_t} y s_{W_t} son, respectivamente, la desviación estándar muestral de los CAR de las carteras “perdedora” y “ganadora” :

$$s_{L_t} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (CAR_{L,i,t} - ACAR_{L,t})^2}{(N-1)}} \quad [9]$$

$$s_{W_t} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (CAR_{W,i,t} - ACAR_{W,t})^2}{(N-1)}}$$

Para comprobar el último caso, de hecho el más importante dado que representa la validez de la estrategia contraria, se utiliza el siguiente test estadístico

$$t_t = \frac{(ACAR_{L_t} - ACAR_{W_t})}{\sqrt{2s_t^2 / N}} \quad [10]$$

donde s_t es la desviación estándar de la muestra conjunta de rentabilidades anormales de las carteras “ganadoras” y “perdedoras”, definida de la siguiente forma:

$$s_t^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (CAR_{W,i,t} - ACAR_{W,t})^2 + \sum_{i=1}^N (CAR_{L,i,t} - ACAR_{L,t})^2}{2(N-1)} \quad [11]$$

Finalmente, si deseamos conocer la influencia que, en cualquier mes t , tiene la rentabilidad residual media, AAR , sobre los $ACAR$ debemos comprobar si los primeros son significativos, o no. En este caso, la desviación estándar muestral de la cartera ganadora es igual a

$$s_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (AR_{W,i,t} - AAR_{W,t})^2}{N-1}} \quad [12]$$

dado que s_t/\sqrt{N} representa la estimación muestral del error estándar de los $AAR_{W,t}$, el estadístico t se iguala a

$$t_t = \frac{AAR_{W,t}}{s_t/\sqrt{N}}$$

Este mismo procedimiento se puede aplicar tanto a la cartera “perdedora” como a la de “arbitraje”.

Actuando de esta manera se tiene una primera aproximación en lo que se refiere a la existencia, o no, de "sobre-reacción". A continuación, se tiene en cuenta la posibilidad de que el cambio de sentido observado en la rentabilidad de la “estrategia contraria” responda, de hecho, al diferente nivel de riesgo de las carteras “perdedora” y “ganadora”, así como a los cambios de riesgo entre el período de formación y el de prueba. Para comprobar si esta posibilidad es real empleamos la metodología propuesta por Chan (1988), así en cada período de formación-prueba se realiza la siguiente regresión:

$$R_{h,t} - R_{f,t} = \alpha_{h,F}(1 - D_t) + \alpha_{h,P}D_t + \beta_{h,F}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{h,D}(R_{M,t} - R_{f,t})D_t + \varepsilon_{h,t} \quad [13]$$

$$t = -36, \dots, 0, \dots, 36 \quad h = L, W, A$$

donde: $R_{h,t}$ es la rentabilidad en la cartera perdedora, ganadora o de arbitraje en el mes t ; $R_{f,t}$ es la tasa libre de riesgo en el mes t ; D_t es una variable dummy, con unos en el período de prueba ($t > 0$) y ceros en el período de formación ($t \leq 0$), que nos permite estimar diferentes interceptos y betas en los dos períodos; $\alpha_{h,k}$ es una medida de la rentabilidad anormal ajustada al riesgo o índice de Jensen ($k=F$, representa al período de formación y $k=P$ al de prueba); $\beta_{h,F}$ es el riesgo sistemático de la cartera h en el período de formación; $\beta_{h,D}$ nos mide el cambio que se produce del período de formación al período de prueba en el riesgo sistemático de la cartera h , por lo que $(\beta_{h,F} + \beta_{h,D})$ es la beta del período de prueba; y $\varepsilon_{h,t}$ es el término de error, que se supone que se distribuye normalmente con media cero, con una varianza $\sigma_{h,F}^2$ en el período de formación y $\sigma_{h,P}^2$ en el período de prueba, no siendo las dos varianzas necesariamente diferentes.

La hipótesis nula, $\alpha_{h,p} = 0$, implica la ausencia de “sobre-reacción” del inversor. . Un $\alpha_{h,p} > 0$ ($\alpha_{h,p} < 0$) significativo para los perdedores durante el período de prueba, indica un comportamiento de cambio de sentido (continuación) del precio, y viceversa para los ganadores.

Las estimaciones de los parámetros agregados para el período completo, 1963-1997, son medias ponderadas de los parámetros obtenidos en cada período formación-prueba, siendo sus ponderaciones proporcionales a la duración de los períodos. Para efectuar los contrastes estadísticos globales se calcula, siguiendo a Chan (1988), un test estadístico agregado, U , a partir de los valores de los estadísticos t obtenidos en cada una de las regresiones individuales efectuadas para un período de formación-prueba con duración específica. Cuando el

número de regresiones, N , aumenta el siguiente estadístico U se aproxima a una distribución normal estándar

$$U = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N t_i \left[\frac{(T_i - 3)}{(T_i - 1)} \right]^{\frac{1}{2}} \approx N(0,1) \quad [14]$$

donde t_i es el estadístico t de cada regresión y T_i es el número de observaciones en cada regresión (72 para $i = 1, 2, \dots, 10$ y 60 para $i = 11$).

3. RESULTADOS.

En los Tabla 1 exponemos las rentabilidades ajustadas al mercado acumuladas medias ($ACARs$) en los meses 6, 12, 18, 24, 30, 36 del periodo de prueba para las carteras de perdedores, ganadores y arbitraje formadas con 5 y 10 títulos, así como los respectivos $ACARs$ al final del periodo de formación. Por otra parte, en los Gráficos 1 y 2 se representa la evolución a lo largo del tiempo de los $ACARs$ para las carteras consideradas anteriormente.

Aunque la representación gráfica puede sugerir la presencia de un efecto “sobre-reacción” como el documentado en la literatura financiera, los estadísticos que aparecen en la Tabla 1 descartan esta posibilidad. Como se puede observar, los valores de las rentabilidades acumuladas presentan el comportamiento pronosticado. Esto es, los títulos ganadores pasan a ser perdedores, los perdedores pasan a ser ganadores y, lógicamente, la cartera de arbitraje presenta rentabilidades acumuladas positivas. Esta evidencia es más fuerte para la cartera de 5

títulos que para la de 10 al final del período de prueba, si bien esto no es cierto en los meses intermedios.

No obstante, a pesar de estos comentarios, se comprueba que ninguna de las rentabilidades acumuladas presentadas son estadísticamente significativas, lo que pone de manifiesto que en el mercado español no se observa que la “estrategia contraria” presente el comportamiento detectado en otros mercados, y por tanto no cabría hablar de ningún efecto “sobre-reacción”.

GRÁFICO 1
ACARs A LO LARGO DEL PERIODO DE PRUEBA DE LAS CARTERA DE PERDEDORES, GANADORES Y ARBITRAJE FORMADAS CON 10 TÍTULOS

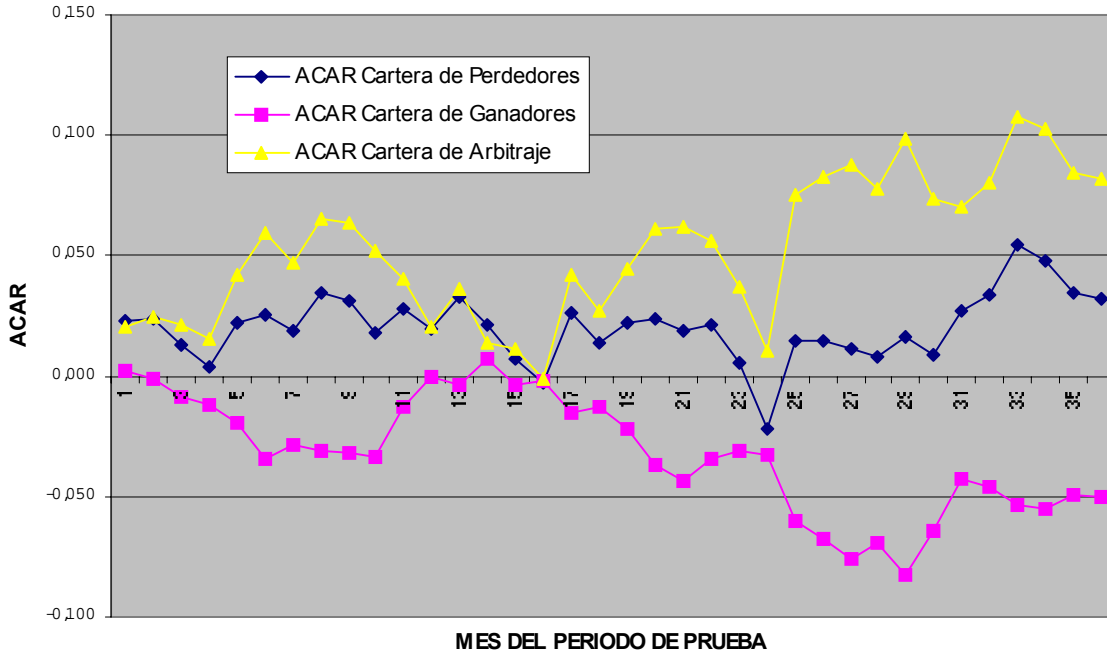


GRÁFICO 2
ACARs A LO LARGO DEL PERIODO DE PRUEBA DE LAS CARTERA DE PERDEDORES, GANADORES Y ARBITRAJE FORMADAS CON 5 TÍTULOS

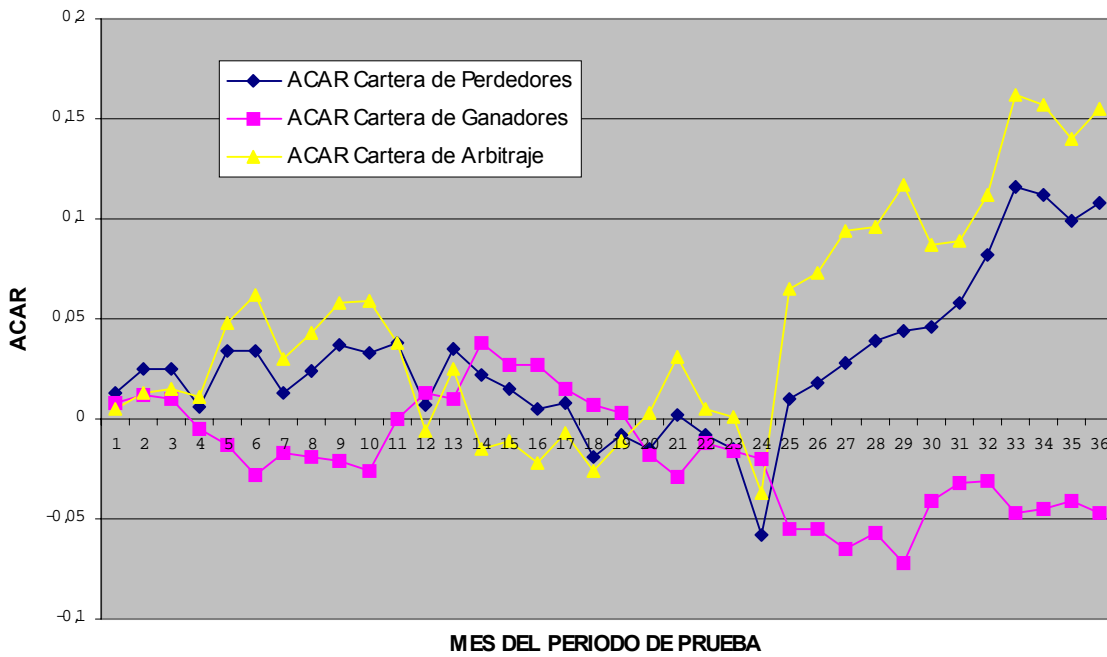


TABLA 1
EXCESO (AJUSTADO AL MERCADO) DE LA RENTABILIDAD ACUMULADA
MEDIA DE LA CARTERA DE PERDEDORES, GANADORES Y ARBITRAJE
(CARs) AL FINAL DEL PERIODO DE FORMACIÓN Y EN LOS MESES 6, 12,18, 24,
30, 36, 48 Y 60 DEL PERIODO DE PRUEBA

Duración del Periodo de Formación y de prueba	Nº de periodos independientes	Nº de activos en cada cartera	Cartera	CARs al final del periodo de formación	CARs en el periodo de prueba (estadísticos t)					
					[p-valores]					
					Meses transcurridos después de la fecha de formación de la cartera					
					6	12	18	24	30	36
3 años	11	10	Arbitraje		0,059 (1,56) ^a [0,13] ^b	0,020 (0,43) [0,67]	0,027 (0,28) [0,78]	0,011 (0,11) [0,91]	0,073 (0,64) [0,53]	0,082 (0,80) [0,43]
			Perdedores	-0,879	0,025 (0,82) [0,43]	0,020 (0,69) [0,51]	0,014 (0,19) [0,86]	-0,022 (-0,28) [0,78]	0,009 (0,10) [0,92]	0,032 (0,48) [0,64]
			Ganadores	0,927	-0,034 (-1,54) [0,16]	-0,001 (-0,02) [0,99]	-0,013 (-0,23) [0,83]	-0,032 (-0,61) [0,55]	-0,065 (-0,86) [0,41]	-0,050 (-0,65) [0,53]
3 años	11	5	Arbitraje		0,062 (1,46) [0,16]	-0,006 (-0,09) [0,93]	-0,026 (-0,25) [0,81]	-0,037 (-0,36) [0,72]	0,087 (0,75) [0,46]	0,155 (1,27) [0,22]
			Perdedores	-1,053	0,034 (0,99) [0,34]	0,007 (0,14) [0,89]	-0,019 (-0,23) [0,82]	-0,058 (-0,63) [0,54]	0,046 (0,51) [0,62]	0,108 (1,50) [0,17]
			Ganadores	1,142	-0,028 (-1,10) [0,30]	0,013 (0,27) [0,79]	0,007 (0,11) [0,92]	-0,020 (-0,40) [0,70]	-0,041 (-0,56) [0,59]	-0,047 (-0,48) [0,64]

^a Estadísticos t.

Por último, faltaría analizar como contribuye la rentabilidad media residual (*AAR*) de cada mes en los *ACAR* de cada cartera. A diferencia de la mayoría de los estudios realizados en otros países, pero acorde con la evidencia previa en España (Alonso y Rubio, 1990) no se observa ningún comportamiento estacional¹².

Una vez observados los resultados obtenidos con la metodología estándar planteada por De Bondt y Thaler (1985), el siguiente paso consiste en ver si éstos están afectados, o no, por la no-consideración explícita del riesgo. Para ello utilizamos la metodología propuesta por

¹² Estos resultados están disponibles aunque, por cuestiones de brevedad, no se presentan.

Chan (1988), cuyos resultados se pueden ver en la Tabla 2 para carteras de 5 títulos y en la Tabla 3 para las de 10 títulos¹³.

TABLA 2
RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS
CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE CON 5 TÍTULOS^A

	Perdedores				Ganadores				Arbitraje			
	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$
1 63-68	-0,022 (-4,44)	-0,012 (-1,83)	1,636 (5,98)	-0,148 (-0,39)	0,023 (4,02)	0,011 (2,09)	1,083 (3,53)	-0,221 (-0,59)	-0,045 (-5,63)	-0,023 (-2,88)	0,553 (1,27)	0,073 (0,14)
2 66-71	-0,025 (-4,21)	0,002 (0,29)	0,997 (4,11)	0,330 (1,19)	0,025 (4,27)	-0,001 (-0,24)	1,216 (5,09)	-0,355 (-1,35)	-0,050 (-5,51)	0,003 (0,31)	-0,219 (-0,59)	0,685 (1,61)
3 69-74	-0,016 (-3,67)	0,008 (0,92)	0,640 (7,09)	0,546 (2,82)	0,010 (1,81)	-0,003 (-0,79)	1,624 (14,69)	-0,419 (-3,10)	-0,026 (-3,48)	0,011 (1,14)	-0,984 (-6,45)	0,965 (3,93)
4 72-77	-0,020 (-5,14)	0,002 (0,37)	0,787 (10,36)	-0,054 (-0,37)	0,030 (2,50)	0,000 (0,02)	2,017 (8,49)	-0,561 (-1,88)	-0,050 (-3,98)	0,002 (0,19)	-1,230 (-4,98)	0,507 (1,54)
5 75-80	-0,024 (-3,33)	0,012 (1,20)	0,844 (4,61)	0,497 (1,53)	0,025 (3,72)	-0,003 (-0,71)	0,932 (5,55)	-0,599 (-2,86)	-0,049 (-5,71)	0,016 (1,29)	-0,088 (-0,41)	1,096 (2,86)
6 78-83	-0,036 (-4,02)	-0,012 (-0,81)	1,395 (6,00)	0,477 (1,44)	0,027 (3,31)	0,006 (0,69)	1,000 (4,64)	0,213 (0,84)	-0,063 (-5,02)	-0,017 (-1,02)	0,395 (1,20)	0,264 (0,61)
7 81-86	-0,026 (-4,26)	-0,020 (-1,28)	0,805 (8,17)	0,727 (3,36)	0,034 (3,90)	-0,017 (-1,95)	1,276 (8,90)	-0,348 (-1,95)	-0,060 (-5,01)	-0,003 (-0,15)	-0,471 (-2,41)	1,075 (3,28)
8 84-89	-0,027 (-2,59)	-0,005 (-0,52)	0,595 (4,72)	0,186 (1,15)	0,017 (1,93)	-0,006 (-0,70)	1,425 (13,18)	-0,395 (-2,84)	-0,044 (-2,95)	0,001 (0,06)	-0,830 (-4,57)	0,581 (2,44)
9 87-92	-0,031 (-4,41)	0,003 (0,28)	1,109 (15,13)	-0,104 (-0,69)	0,035 (2,40)	-0,011 (-1,21)	1,457 (9,51)	-0,858 (-4,37)	-0,066 (-3,82)	0,014 (0,96)	-0,347 (-1,92)	0,754 (2,85)
10 90-95	-0,026 (-2,73)	-0,001 (-0,08)	1,691 (13,29)	0,032 (0,12)	0,024 (3,92)	0,006 (0,82)	0,708 (8,52)	0,103 (0,67)	-0,05 (-3,88)	-0,007 (-0,42)	0,984 (5,67)	-0,071 (-0,21)
11 93-97	-0,028 (-3,44)	-0,010 (-0,86)	0,826 (5,43)	0,318 (1,20)	0,034 (3,04)	0,004 (0,38)	1,712 (8,31)	-0,437 (-1,49)	-0,062 (-4,51)	-0,014 (-0,84)	-0,886 (-3,48)	0,755 (1,86)
Agd ^b	-0,025 (-12,55)	-0,003 (-0,69)	1,033 (25,23)	0,254 (3,38)	0,026 (10,34)	-0,001 (-0,47)	1,307 (26,87)	-0,351 (-5,63)	-0,051 (-14,71)	-0,001 (-0,40)	-0,275 (-4,95)	0,606 (6,21)

^a Los valores entre paréntesis representan los estadísticos t, salvo en la última fila que representan al estadístico U agregado.

^b Agregado.

¹³ Dado que los resultados que se presentan son similares en ambas Tablas, la interpretación que se efectúa es válida tanto para las carteras de cinco títulos como para las de diez.

TABLA 3

RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE CON 10 TÍTULOS^A

	Perdedores				Ganadores				Arbitraje			
	$\tilde{\alpha}_{iF}$	$\tilde{\alpha}_{iP}$	$\tilde{\beta}_{iF}$	$\tilde{\beta}_{iD}$	$\tilde{\alpha}_{iF}$	$\tilde{\alpha}_{iP}$	$\tilde{\beta}_{iF}$	$\tilde{\beta}_{iD}$	$\tilde{\alpha}_{iF}$	$\tilde{\alpha}_{iP}$	$\tilde{\beta}_{iF}$	$\tilde{\beta}_{iD}$
1 63-68	-0,019 (-5,59)	-0,009 (-2,10)	1,569 (8,30)	-0,144 (-0,57)	0,019 (5,38)	0,012 (3,29)	1,1 (5,87)	-0,524 (-2,17)	-0,038 (-6,79)	-0,021 (-3,26)	0,469 (1,54)	0,38 (0,95)
2 66-71	-0,019 (-4,15)	-0,002 (-0,33)	0,867 (4,68)	0,443 (2,09)	0,022 (4,40)	-0,004 (-0,89)	1,109 (5,49)	-0,23 (-1,03)	-0,04 (-5,02)	0,003 (0,30)	-0,242 (-0,73)	0,672 (1,80)
3 69-74	-0,012 (-3,64)	0,002 (0,42)	0,734 (10,97)	0,444 (3,78)	0,009 (2,57)	-0,005 (-1,54)	1,448 (21,15)	-0,376 (-3,99)	-0,021 (-3,94)	0,007 (1,18)	-0,714 (-6,72)	0,82 (5,14)
4 72-77	-0,017 (-5,63)	0,001 (0,25)	0,755 (12,39)	-0,192 (-1,74)	0,026 (4,10)	0 (-0,01)	1,442 (11,39)	-0,155 (-0,89)	-0,044 (-5,58)	0,001 (0,16)	-0,688 (-4,45)	-0,037 (-0,17)
5 75-80	-0,018 (-3,43)	-0,006 (-0,68)	1,087 (8,42)	0,369 (1,38)	0,018 (3,74)	-0,003 (-0,64)	0,824 (6,90)	-0,037 (-0,22)	-0,035 (-4,95)	-0,003 (-0,31)	0,263 (1,46)	0,406 (1,27)
6 78-83	-0,03 (-4,51)	-0,016 (-1,43)	1,37 (7,88)	0,397 (1,55)	0,021 (4,34)	0,009 (1,53)	0,936 (7,23)	0,098 (0,60)	-0,051 (-5,17)	-0,025 (-1,80)	0,434 (1,67)	0,299 (0,86)
7 81-86	-0,021 (-4,87)	-0,006 (-0,69)	0,813 (11,26)	0,342 (2,68)	0,03 (4,72)	-0,01 (-1,43)	1,179 (11,37)	-0,248 (-1,81)	-0,051 (-5,51)	0,005 (0,32)	-0,366 (-2,40)	0,589 (2,57)
8 84-89	-0,023 (-2,90)	0 (0,06)	0,704 (7,37)	0,054 (0,46)	0,011 (1,95)	-0,003 (-0,60)	1,37 (20,67)	-0,319 (-3,60)	-0,033 (-3,43)	0,004 (0,39)	-0,665 (-5,62)	0,373 (2,39)
9 87-92	-0,024 (-4,84)	0,002 (0,25)	0,995 (18,91)	-0,079 (-0,77)	0,034 (3,51)	-0,011 (-1,31)	1,172 (11,62)	-0,512 (-3,39)	-0,058 (-5,62)	0,013 (1,20)	-0,177 (-1,63)	0,432 (2,42)
10 90-95	-0,017 (-2,37)	0,005 (0,48)	1,71 (17,65)	-0,037 (-0,17)	0,022 (4,28)	0,004 (0,77)	0,718 (10,45)	0,145 (1,16)	-0,039 (-3,82)	0,001 (0,04)	0,992 (7,24)	-0,183 (-0,62)
11 93-97	-0,026 (-4,43)	-0,003 (-0,51)	1,024 (9,36)	0,19 (1,24)	0,025 (2,92)	0,001 (0,11)	1,589 (9,89)	-0,373 (-1,73)	-0,051 (-5,32)	-0,004 (-0,35)	-0,565 (-3,15)	0,564 (2,07)
Agd ^b	-0,02 (-13,77)	-0,003 (-1,27)	1,058 (34,82)	0,162 (2,96)	0,021 (12,46)	-0,001 (-0,22)	1,165 (36,26)	-0,228 (-5,07)	-0,042 (-16,39)	-0,002 (-0,64)	-0,108 (-3,80)	0,39 (5,55)

^a Los valores entre paréntesis representan los estadísticos t, salvo en la última fila que representan al estadístico U agregado.

^b Agregado.

En la línea de lo esperado se comprueba que tanto la cartera de “perdedores” como la de “ganadores” exhiben rentabilidades anormales significativas en el período de formación, siendo éstas negativas y positivas, respectivamente. Adicionalmente, en el período de formación la cartera de “arbitraje” exhibe una rentabilidad negativa significativa.

Por lo que se refiere a la existencia de “sobre-reacción”, se observa como las estimaciones de α_{iP} no son significativas para ninguna de las tres carteras. Consecuentemente,

una vez que se tiene en cuenta el riesgo tampoco existe evidencia de “sobre-reacción” en el ámbito del mercado español.

En cuanto al riesgo sistemático, en el periodo de formación la cartera de ganadores tiene una beta media estimada superior a la beta de los perdedores. Siguiendo el mismo razonamiento que Chan (1988), si tenemos en cuenta el posible efecto opción-apalancamiento¹⁴, es de suponer que la beta no es constante a lo largo del periodo de formación, sino que ésta disminuye para los ganadores y aumenta para los perdedores. Por lo tanto, probablemente las betas estimadas no sean más que una media de las betas a lo largo del periodo de formación, por lo que podemos deducir que la diferencia entre la beta de los ganadores y de los perdedores al inicio del periodo de formación es posiblemente aún mayor.

La evolución observada por el riesgo sistemático al pasar del periodo de formación al periodo de prueba sigue el comportamiento predicho por el efecto apalancamiento: la beta de los ganadores disminuye y la de los perdedores aumenta hasta tal punto que la beta de los perdedores en el periodo de prueba ($\beta_{iF} + \beta_{iD}$) es mayor que la de los ganadores.

Consecuentemente, los resultados presentados ponen de manifiesto la poca efectividad de la “estrategia contraria” y, por lo tanto, de la hipótesis de “sobre-reacción” en el mercado español de capitales, tanto empleando rentabilidades ajustadas al mercado como rentabilidades ajustadas por riesgo. Estos resultados contradicen la evidencia previa

¹⁴ Los cambios en el valor de una empresa tienen un mayor efecto en el valor de mercado de sus acciones que en el valor de mercado de su deuda, por lo tanto una disminución en el valor de una empresa produce un aumento de su ratio de apalancamiento financiero y consecuentemente de su riesgo (salvo actuaciones compensadoras por parte de la empresa para mantener su ratio de apalancamiento constante).

disponible en nuestro mercado, en la que Alonso y Rubio (1990) defienden la validez de la hipótesis incluso cuando tienen en cuenta el efecto tamaño.

En nuestra opinión la discrepancia de resultados puede tener un origen múltiple:

- Utilizan períodos formación-prueba no solapados, mientras que nosotros únicamente exigimos no-solapamiento en los períodos de prueba.
- La utilización de un período muestral diferente. En su estudio analizan el período 1967-1984 y en el nuestro se examina un período más amplio: 1963-1997.
- Las restricciones que se imponen a los datos. En su trabajo Alonso y Rubio (1990) dividen la muestra en dos subperíodos (1967-1978 y 1979-1984) de manera que para que un título entre a formar parte en una de sus submuestras se le exige que cotice de forma ininterrumpida en todo el subperíodo correspondiente. Mientras que en nuestro trabajo estas restricciones son significativamente menores.
- Cuando se construyen las carteras Alonso y Rubio (1990) calculan las rentabilidades residuales con rentabilidades ajustadas por riesgo mientras que en nuestro trabajo utilizamos rentabilidades ajustadas por mercado.
- El uso de un procedimiento distinto en el momento de calcular las rentabilidades anormales ajustadas al riesgo de las carteras construidas. Alonso y Rubio (1990) estiman las betas mes a mes utilizando las 60 rentabilidades mensuales (cinco años) pasadas. Nosotros, por el contrario, calculamos una beta común para todo el período de formación y otra para todo el período de prueba, utilizando para ello las rentabilidades mensuales propias de cada período.

Inicialmente, se podría pensar que la discrepancia puede relacionarse al tercer aspecto. Imponer estas restricciones conlleva un fuerte sesgo de supervivencia, de manera que es lógico pensar que las empresas “con peores resultados” consideradas en su muestra se recuperen en el tiempo, ya que, en caso contrario, desaparecerían del mercado. Si este argumento es válido, aquí tendríamos una posible causa del “efecto sobre-reacción” constatado por estos autores.

Otra posible explicación apuntaría al último aspecto. Como ya se ha comentado, si tenemos en cuenta el posible efecto apalancamiento, es de esperar que la beta no sea constante a lo largo del período de formación, sino que ésta aumente para los perdedores y disminuya para los ganadores. Por lo tanto, es probable que este efecto apalancamiento haga que el método utilizado por Alonso y Rubio (1990) para calcular las betas esté infraestimando la beta de los perdedores y sobrestimando la de los ganadores, siendo este sesgo mayor cuanto más al inicio del período de prueba estemos calculando la beta¹⁵. Si este razonamiento es correcto, su estimación del riesgo sistemático para la cartera de arbitraje en el período de prueba es menor al verdadero, lo que podría explicar en parte porqué obtienen evidencia a favor del "efecto sobre-reacción"¹⁶.

Para resolver esta cuestión se ha repetido la metodología empleada en el apartado dos del presente trabajo, pero utilizando el mismo periodo muestral que Alonso y Rubio (1990) y considerando tanto los requisitos exigidos por estos autores en su trabajo como las

¹⁵ Alonso y Rubio (1990) obtienen evidencia de sobre-reacción únicamente en los primeros meses del periodo de prueba.

¹⁶ En lo que respecta a nuestro trabajo, este efecto apalancamiento puede provocar que la beta que nosotros estimamos para el período de formación sea en realidad la media de la beta a lo largo de dicho período, pero no plantea ningún problema en lo que se refiere a nuestra estimación de la beta en el período de prueba ya que no hay nada que nos haga suponer que la beta en el dicho período no sea constante. Por lo tanto, no parece que nuestra medida de la rentabilidad anormal en este último período (que es la que realmente importa a la hora de analizar la efectividad de la estrategia contraria) esté sesgada.

restricciones propias del nuestro en lo que se refiere a solapamiento de periodos y de selección de datos. Así mismo consideramos una tercera alternativa mixta entre las dos anteriores que consiste en la utilización de *periodos de formación-prueba* no solapados y nuestras exigencias a los datos para que puedan ser considerados en el análisis. Los resultados obtenidos en todos los casos analizados son que, si bien cuando no se tiene en cuenta el riesgo se observan rentabilidades anormales en la línea de lo pronosticado por la hipótesis de *sobre-reacción*, una vez se ajusta por riesgo estas rentabilidades anormales desaparecen¹⁷.

Luego, en principio, ninguna de las tres primeras razones esgrimidas como posibles causantes de la discrepancia parecen ser válidas. Por lo que se refiere a las betas estimadas de las carteras perdedoras y ganadoras para este periodo muestral, su comportamiento es consistente con el efecto apalancamiento cuando se emplean los requisitos de solapamiento de periodos utilizados en este trabajo, no siendo así cuando se aplican los de Alonso y Rubio (1990).

Por tanto, parece que la discrepancia puede estar ligada a la forma de estimar las rentabilidades anormales, tanto en el momento de construir las carteras como cuando éstas ya están construidas, no pudiéndose afirmar que la no coincidencia de resultados tenga su origen en un sesgo de supervivencia.

4. CONCLUSIONES.

La literatura financiera se ha caracterizado en las dos últimas décadas por la aparición de un enorme número de anomalías que han llevado a cuestionar tanto la validez de los

¹⁷ Estos resultados están en el apéndice del trabajo.

modelos de valoración como de la hipótesis de eficiencia. En este sentido, uno de los tópicos que han recibido mayor atención ha sido la posibilidad de que los inversores puedan predecir los cambios de sentido en la rentabilidad.

Un caso concreto, lo constituye la hipótesis de “sobre-reacción” que considera que los títulos que han experimentado peores (mejores) resultados en el pasado (3 a 5 años) funcionarían mejor (peor) en el futuro. De esta forma, una estrategia que tome una posición larga en títulos “perdedores” y corta en “ganadores” proporcionaría una rentabilidad anormal significativa.

En este trabajo, se ha examinado si esta conducta está presente en el mercado español de capitales, para ello se han usado tanto rentabilidades ajustadas al mercado como ajustadas al riesgo. Los resultados observados indican que, en contra de la evidencia previa, en el mercado español no parece existir un fenómeno “sobre-reacción”.

Lógicamente, estos resultados son provisionales y forman parte de un trabajo más amplio que aún no se ha finalizado. De hecho, la literatura financiera reciente está siendo muy activa en lo que se refiere a las hipótesis de "sobre-reacción", "infra-reacción" y "momentum", y sus implicaciones para la hipótesis de eficiencia.

APÉNDICE:

EXCESO AJUSTADO AL MERCADO DE LA RENTABILIDAD ACUMULADA MEDIA DE LA CARTERA DE PERDEDORES, GANADORES Y ARBITRAJE CARS AL FINAL DEL PERIODO DE FORMACIÓN Y EN LOS MESES 6, 12, 18, 24, 30 Y 36 DEL PERIODO DE PRUEBA UTILIZANDO EL PERIODO MUESTRAL 1967-1984. CARTERAS CONSTRUIDAS CON 5 TÍTULOS.

Requisitos Solapamiento	Restricciones impuestas a los datos	Cartera	CARs al final del periodo de formación	CARs en el periodo de prueba estadísticos t [p-valores]					
				Meses transcurridos después de la fecha de formación de la cartera					
				6	12	16	24	30	36
Periodos Formación- Prueba no solapados	Alonso y Rubio	Arbitraje	-2,203 (-6,39) [0,00]	-0,011 (-0,08) [0,94]	0,038 (0,18) [0,87]	0,124 (0,59) [0,58]	0,344 (1,49) [0,20]	0,482 (2,59) [0,05]	0,544 (1,94) [0,11]
		Perdedores	-0,919 (-4,82) [0,04]	-0,016 (-0,12) [0,92]	-0,083 (-0,40) [0,73]	-0,025 (-0,16) [0,89]	0,054 (0,46) [0,69]	0,173 (2,70) [0,11]	0,174 (2,26) [0,15]
		Ganadores	1,284 (4,47) [0,05]	-0,005 (-0,23) [0,84]	-0,122 (-1,72) [0,23]	-0,149 (-1,07) [0,40]	-0,29 (-1,46) [0,28]	-0,309 (-1,77) [0,22]	-0,37 (-1,37) [0,30]
Periodos Formación- Prueba no solapados	Las aplicadas en este trabajo	Arbitraje	-2,33 (-6,18) [0,00]	0,026 (0,19) [0,86]	0,122 (0,65) [0,55]	0,206 (1,09) [0,32]	0,426 (2,07) [0,09]	0,531 (2,83) [0,04]	0,606 (1,77) [0,14]
		Perdedores	-0,983 (-4,40) [0,05]	0,024 (0,18) [0,88]	0,003 (0,02) [0,99]	0,041 (0,25) [0,82]	0,184 (2,24) [0,15]	0,268 (2,48) [0,13]	0,315 (1,96) [0,19]
		Ganadores	1,347 (4,44) [0,05]	-0,002 (-0,07) [0,95]	-0,119 (-3,97) [0,06]	-0,164 (-1,72) [0,23]	-0,242 (-1,28) [0,33]	-0,263 (-1,71) [0,23]	-0,291 (-0,96) [0,44]
Periodos Prueba no solapados	Las aplicadas en este trabajo	Arbitraje	-2,058 (-7,90) [0,00]	-0,056 (-0,60) [0,56]	-0,07 (-0,49) [0,64]	0,052 (0,37) [0,72]	0,191 (1,16) [0,28]	0,374 (2,92) [0,02]	0,415 (1,97) [0,08]
		Perdedores	-0,94 (-6,63) [0,00]	-0,041 (-0,45) [0,68]	-0,116 (-0,86) [0,44]	-0,056 (-0,48) [0,66]	0,018 (0,16) [0,88]	0,152 (1,64) [0,18]	0,181 (1,50) [0,21]
		Ganadores	1,118 (5,11) [0,01]	0,015 (0,80) [0,47]	-0,045 (-0,86) [0,44]	-0,107 (-1,41) [0,23]	-0,173 (-1,48) [0,21]	-0,221 (-2,51) [0,07]	-0,235 (-1,36) [0,25]

RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE . PERIODOS FORMACIÓN-PRUEBA NO SOLAPADOS. RESTRICCIONES IMPUESTAS A LOS DATOS: SEGÚN ALONSO Y RUBIO (1990). CARTERAS CONSTRUIDAS CON 5 TÍTULOS^A-

	Perdedores				Ganadores				Arbitraje			
	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$
1 67-72	-0,022 (-3,60)	0,001 (0,17)	1,054 (7,89)	-0,114 (-0,58)	0,013 (1,95)	-0,008 (-1,85)	1,342 (9,55)	-0,221 (-1,18)	-0,035 (-3,56)	0,009 (1,22)	-0,287 (-1,36)	0,107 (0,36)
2 73-78	-0,019 (-4,16)	-0,001 (-0,20)	0,802 (9,07)	-0,184 (-1,03)	0,043 (4,03)	-0,005 (-0,57)	1,944 (9,16)	0,033 (0,12)	-0,062 (-4,79)	0,003 (0,33)	-1,142 (-4,47)	-0,217 (-0,61)
3 79-84	-0,038 (-4,13)	-0,007 (-0,50)	1,284 (6,94)	0,491 (1,53)	0,037 (3,49)	0,002 (0,27)	0,955 (4,47)	0,003 (0,01)	-0,074 (-5,52)	-0,009 (-0,53)	0,329 (1,20)	0,488 (1,18)
Agregado	-0,026 (-6,77)	-0,003 (-0,30)	1,047 (13,61)	0,064 (-0,04)	0,031 (5,39)	-0,004 (-1,23)	1,413 (13,19)	-0,062 (-0,60)	-0,057 (-7,90)	0,001 (0,58)	-0,367 (-2,63)	0,126 (0,53)

RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE . PERIODOS FORMACIÓN-PRUEBA NO SOLAPADOS. RESTRICCIONES IMPUESTAS A LOS DATOS: LAS APLICADAS EN ESTE TRABAJO. CARTERAS CONSTRUIDAS CON 5 TÍTULOS^A-

	Perdedores				Ganadores				Arbitraje			
	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$
1 67-72	-0,022 (-3,60)	0,001 (0,17)	1,054 (7,89)	-0,114 (-0,58)	0,013 (1,95)	-0,008 (-1,85)	1,342 (9,55)	-0,221 (-1,18)	-0,035 (-3,56)	0,009 (1,22)	-0,287 (-1,36)	0,107 (0,36)
2 73-78	-0,021 (-4,44)	0,006 (1,13)	0,948 (10,03)	-0,13 (-0,83)	0,044 (4,54)	-0,005 (-0,63)	2,028 (10,63)	-0,139 (-0,52)	-0,065 (-6,14)	0,011 (1,21)	-1,081 (-5,16)	0,009 (0,03)
3 79-84	-0,042 (-4,15)	-0,006 (-0,39)	1,518 (7,31)	0,635 (1,84)	0,039 (2,96)	0,006 (0,62)	1,338 (5,02)	-0,318 (-1,00)	-0,081 (-4,80)	-0,012 (-0,62)	0,18 (0,52)	0,952 (1,97)
Agregado	-0,029 (-6,94)	0 (0,52)	1,173 (14,36)	0,13 (0,25)	0,032 (5,38)	-0,002 (-1,06)	1,569 (14,34)	-0,226 (-1,54)	-0,06 (-8,25)	0,003 (1,03)	-0,396 (-3,41)	0,356 (1,34)

RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE . PERIODOS DE PRUEBA NO SOLAPADOS. RESTRICCIONES IMPUESTAS A LOS DATOS: LAS APLICADAS EN ESTE TRABAJO. CARTERAS CONSTRUIDAS CON 5 TÍTULOS^A-

	Perdedores				Ganadores				Arbitraje			
	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$
1 67-72	-0,022 (-3,60)	0,001 (0,17)	1,054 (7,89)	-0,114 (-0,58)	0,013 (1,95)	-0,008 (-1,85)	1,342 (9,55)	-0,221 (-1,18)	-0,035 (-3,56)	0,009 (1,22)	-0,287 (-1,36)	0,107 (0,36)
2 70-75	-0,019 (-4,79)	-0,001 (-0,26)	1,147 (10,07)	0,098 (0,66)	0,02 (3,04)	-0,005 (-1,10)	1,086 (5,87)	-0,415 (-2,01)	-0,039 (-5,35)	0,004 (0,54)	0,061 (0,29)	0,513 (2,04)
3 73-78	-0,021 (-4,44)	0,006 (1,13)	0,948 (10,03)	-0,13 (-0,83)	0,044 (4,54)	-0,005 (-0,63)	2,028 (10,63)	-0,139 (-0,52)	-0,065 (-6,14)	0,011 (1,21)	-1,081 (-5,16)	0,009 (0,03)
4 77-82	-0,019 (-2,20)	-0,005 (-0,34)	1,56 (7,66)	0,09 (0,26)	0,015 (2,14)	0,002 (0,38)	0,607 (3,63)	-0,19 (-0,98)	-0,034 (-3,22)	-0,007 (-0,42)	0,954 (3,82)	0,28 (0,69)
5 79-84	-0,042 (-4,15)	-0,006 (-0,39)	1,518 (7,31)	0,635 (1,84)	0,039 (2,96)	0,006 (0,62)	1,338 (5,02)	-0,318 (-1,00)	-0,081 (-4,80)	-0,012 (-0,62)	0,18 (0,52)	0,952 (1,97)
Agregado	-0,025 (-8,46)	-0,001 (0,13)	1,245 (18,94)	0,116 (0,60)	0,026 (6,45)	-0,002 (-1,14)	1,28 (15,30)	-0,257 (-2,51)	-0,051 (-10,17)	0,001 (0,85)	-0,035 (-0,83)	0,372 (2,25)

^a Los valores entre paréntesis representan los estadísticos t, salvo en la última fila que representan al estadístico U agregado.

5. BIBLIOGRAFIA.

Alonso, A., y Rubio, G., (1990), "Overreaction in the Spanish Equity Market", **Journal of Banking and Finance**, Vol. 14, pp. 469-481.

Ball, R., y Kothari, S., (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., Kothari, S., y Shanken, J., (1995), "Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies", **Journal of Financial Economics**, Vol. 38, pp. 79-107.

Barberis, N., Shleifer, A., y Vishny, R., (1998), "A Model of Investor Sentiment", **Journal of Financial Economics**, 49, pp. 307-343.

Blume, M., y Stambaugh, R., (1983), "Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect", **Journal of Financial Economics**, Vol. 12, pp. 387-404.

Campbell, K., y Limmack, R., (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, n° 2, pp. 147-163.

Chopra, N., Lakonishok, J., y Ritter, J., (1992), "Measuring Abnormal Performance: Do stocks overreact?", **Journal of Financial Economics**, Vol. 31, pp. 235-268.

Conrad, J., y Kaul, G., (1989), "Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns", **Review of Financial Studies**, Vol. 2, pp. 225-240.

Conrad, J., y Kaul, G., (1993), "Long-Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns", **Journal of Finance**, Vol. 48, n° 1, Marzo, pp. 39-63.

Da Costa, N., (1994), "Overreaction in the Brazilian Stock Market", **Journal of Banking and Finance**, Vol. 18, pp. 633-642.

Daniel, K., Hirshleifer, D., y Subrahmayam, A., (1998), "Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions", **Journal of Finance**, 53, pp. 1839-1886.

Davidson, W., y Dutia, D., (1989), "A Note on the Behaviour of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency", **Journal of Financial Research**, Vol. 12, pp. 245-252.

De Bondt, W, y Thaler, R., (1985), "Does the Stock Market Overreact?", **Journal of Finance**, Vol. 40, n° 3, Julio, pp. 793-805.

De Bondt, W, y Thaler, R., (1987), "Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", **Journal of Finance**, Vol. 42, n° 3, Julio, pp. 557-581.

Dissanaike, G., (1994), "On the Computation of Returns in Tests of the Stock Market Overreaction Hypothesis", **Journal of Banking and Finance**, Vol. 18, pp. 1083-1094.

Edwards, W., (1968). "Conservatism in human information processing", en: Kleinmütz, B. (ed.), **Formal Representation of Human Judgment**, John Wiley and Sons, New York, pp. 17-52.

Fama, E., y French, K., (1986), "Common Factors in the Serial Correlation of Stock Returns", Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago, Octubre.

Fama, E., y French, K., (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", **Journal of Political Economy**, Vol. 96, nº 2, pp. 246-273.

Hong, H., y Stein, J., (1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets", **Journal of Finance**, vol. 54, nº 6.

Jegadeesh, N., (1990), "Evidence on Predictable Behavior of Security Returns", **Journal of Finance**, Vol. 45, pp. 881-898.

Jegadeesh, N., y Titman, S., (1991), "Short Horizon Return Reversals and the Bid-Ask Spread", Working Paper, University of California at Los Angeles.

Jegadeesh, N., y Titman, S., (1993), "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", **Journal of Finance**, Vol. 48, pp. 65-91.

Jones, S., (1993), "Another Look at Time-Varying Risk and Return in a Long-Horizon Contrarian Strategy", **Journal of Financial Economics**, Vol. 33, pp. 119-144.

Kahneman, D., y Tversky, A., (1982), "Intuitive Prediction: Biases and Corrective Procedures", en Kahneman, D., Slovic, P., y Tversky, A., (ed.), **Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases**, Cambridge University Press, New York.

Kryzanowski, L., y Zhang, H., (1992), "The Contrarian Investment Strategy Does Not Work in Canadian Markets", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 27, nº 3, Septiembre, pp. 393-395.

Lehmann, B., (1990), "Fads, Martingales, and Market Efficiency", **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 105, pp. 1-28.

Lo, A., y MacKinlay, A., (1988), "Stock Market Prices do not Follow a Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test", **Review of Financial Studies**, Vol. 1, pp. 41-66.

Lo, A., y MacKinlay, A., (1990), "When are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction", **Review of Financial Studies**, Vol. 3, nº 2, pp. 157-206.

Loughran, T., y Ritter, J., (1996), "Long-Term Market Overreaction: The Effect of Low-Priced Stocks", **Journal of Finance**, Vol. 51, nº 5, Diciembre, pp. 1959-1970.

Mai, H., (1995), "Sur-réaction sur le marché français des actions au Règlement Mensuel 1977-1990", **Finance**, Vol. 16, nº 1, pp.113-136.

Mao, C., Rao, R., y Sears, R., (1989), "Limit Moves and Price Resolution: The Case of the Treasury Bond Futures Market", **Journal of Futures Markets**, 9, pp. 321-335.

MacDonald, R., y Power, D., (1991), "Persistence in UK Stock Market Returns: Aggregated and Disaggregated Perspectives", en Taylor (ed.): **Money and Financial Markets**, Basil Blackwell, Oxford, pp. 277-296.

Poterba, J., y Summers, L., (1988), "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications", **Journal of Financial Economics**, Vol. 22, pp. 27-59.

Power, D., Lonie, A., y Lonie, R., (1991), "The Overreaction Effect –some UK Evidence", **British Accounting Review**, Vol. 23, Junio, pp. 793-805.

Roll, R., (1983), "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", **Journal of Financial Economics**, Vol. 12, pp. 371-386.

Rowenhorst, K., (1998), "International Momentum Strategies", **Journal of Finance**, 53, pp. 267-284.

Stein, J., (1989), "Overreactions in the Options Market", **Journal of Finance**, Vol. 44, pp. 1011-1024.

Vermaelen, T., y Verstringe, M., (1986), "Do Belgians Overreact?", Catholic University of Leuven, Working Paper n° 8701.

Zarowin, P., (1989), "Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information?", **Journal of Finance**, Vol. 44, n° 5, Diciembre, pp. 1385-1399.

Zarowin, P., (1990), "Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 25, n° 1, Marzo, pp. 113-125.