

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

Carlos Forner Rodríguez Y Joaquín Marhuenda Fructuoso<sup>1</sup>  
*Universidad de Alicante.*

## 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.

## 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 prueba<sup>2</sup>.

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 trata de analizar la naturaleza del comportamiento de la estrategia contraria:

<sup>1</sup> Queremos agradecer a Gonzalo Rubio la cesión de la base de datos sin la que este trabajo no hubiera sido posible.

<sup>2</sup> 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 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.

La primera explicación fue apuntada por Chan (1988)<sup>3</sup> 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 CAPM<sup>4</sup>.

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 rentabilidad<sup>5</sup>, 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.

La última explicación que trata de explicar 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)<sup>6</sup>. 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 medida<sup>7</sup>.

Adicionalmente, tanto Conrad y Kaul (1993) como Ball, Kothari y Shanken (1995) detectan que 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 (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 y da Costa (1994) en Brasil. Este fenómeno también se ha observado en mercados distintos a los

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> 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”.

<sup>5</sup> A resultados similares llegaron Fama y French (1986) y Zarowin (1989).

<sup>6</sup> 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).

<sup>7</sup> 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.

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)<sup>8</sup> 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 un período de mantenimiento de 3 a 12 meses.

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”. 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 subsiguiente ajuste.

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

## DATOS Y METODOLOGIA.

La idea principal que se esconde detrás de 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 podrían 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 mercado<sup>9</sup>, 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.

### DATOS.

En este estudio se utilizan las rentabilidades mensuales, ajustadas por dividendos y ampliaciones de capital, 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

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Este procedimiento es un caso particular del modelo de mercado en que la estimación de  $\alpha$  es cero y la de  $\beta$  uno.

1968, ..., Diciembre de 1995<sup>10</sup>. 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, 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.

## METODOLOGIA.

### Metodología de de bondt y thaler.

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”.

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 media de todos los títulos que forman parte de las carteras “ganadora” y “perdedora” de la siguiente manera:

$$AR_{W,i,t} = \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} u_{j,i,t}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11$$

$$AR_{L,i,t} = \sum_{j=1}^n \frac{1}{n} u_{j,i,t}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11$$
[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 periodos de prueba

<sup>10</sup> 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.

$$CAR_{W,i,t} = \sum_{\tau=1}^t AR_{W,i,\tau}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11$$

$$CAR_{L,i,t} = \sum_{\tau=1}^t AR_{L,i,\tau}; \quad t = 1,2,\dots,36; \quad i = 1,2,\dots,11$$
[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:

$$ACAR_{W,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{W,i,t}, \quad t = 1,2,\dots,36$$

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

donde  $N$  representan el número de períodos de prueba<sup>11</sup>, en nuestro caso once.

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

$$ACAR_{L,t} > 0, \quad t = 1,\dots,36;$$

$$ACAR_{W,t} < 0, \quad t = 1,\dots,36;$$

$$ACAR_{L,t} - ACAR_{W,t} > 0, \quad t = 1,\dots,36.$$
[6]

Por el contrario si el mercado es eficiente las desigualdades anteriores se deberían convertir en igualdades<sup>12</sup>.

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

$$t_{L,t} = \frac{ACAR_{L,t}}{s_{L,t}/\sqrt{N}}$$
[7]

y

$$t_{W,t} = \frac{ACAR_{W,t}}{s_{W,t}/\sqrt{N}}$$
[8]

donde  $s_{L,t}$  y  $s_{W,t}$  son, respectivamente, la desviación estándar muestral de los  $CAR$  de las carteras "perdedora" y "ganadora":

<sup>11</sup> En cualquier caso, los  $ACAR$  también se pueden calcular acumulando las rentabilidades residuales medias ( $AAR$ ) definidas como

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

de manera que

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

<sup>12</sup> Se debe observar que el lado izquierdo de la tercera hipótesis a contrastar representa el  $ACAR$  de la "estrategia contraria" o cartera de arbitraje ( $A$ ).

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

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

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 para la de “arbitraje”.

### Metodología de chan.

Como se ha indicado previamente, Chan (1988) considero la posibilidad de que el cambio de sentido observado en la rentabilidad de la “estrategia contraria” respondiera, 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 esto es cierto, en cada período de formación-prueba se realiza la siguiente regresión:

$$R_{h,t} - R_{f,t} = \alpha_{h,F}(1 - D_t) + \alpha_{h,P}D_t + \beta_{h,F}(R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{h,D}(R_{M,t} - R_{f,t})D_t + \varepsilon_{h,t} \quad h = L, W, A \quad t = -36, \dots, 0, \dots, 36 \quad [13]$$

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 cero 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 periodo de formación al periodo de prueba en

el riesgo sistemático de la cartera  $h$ , por lo que  $(\beta_{h,F} + \beta_{h,D})$  es la beta del periodo 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  $i = 11$ ).

## RESULTADOS.

### RESULTADOS UTILIZANDO LA METODOLOGIA DE DE BONDT Y THALER

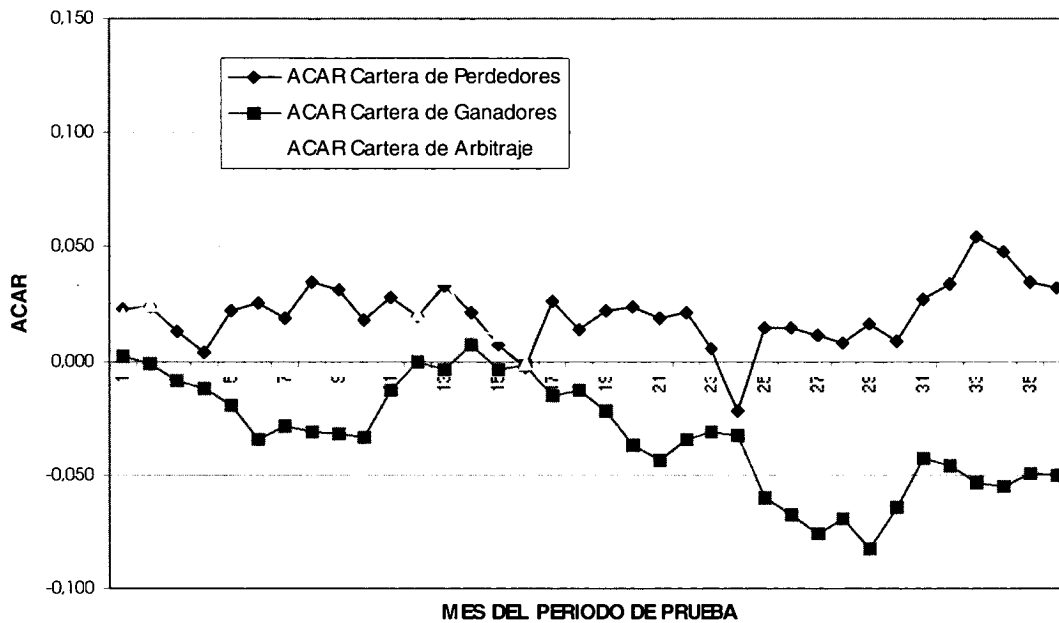
En los Tabla 1 exponemos las rentabilidades ajustadas al mercado acumuladas medias (ACARs) en los meses 6, 12, 18, 24, 30, 36 del periodo de prueba para las carteras de perdedores, ganadores y arbitraje formadas con 5 y 10 títulos, así como los respectivos ACARs al final del periodo de formación. Por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

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 estacional<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Estos resultados están disponibles aunque, por cuestiones de brevedad, no se presentan.

**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**

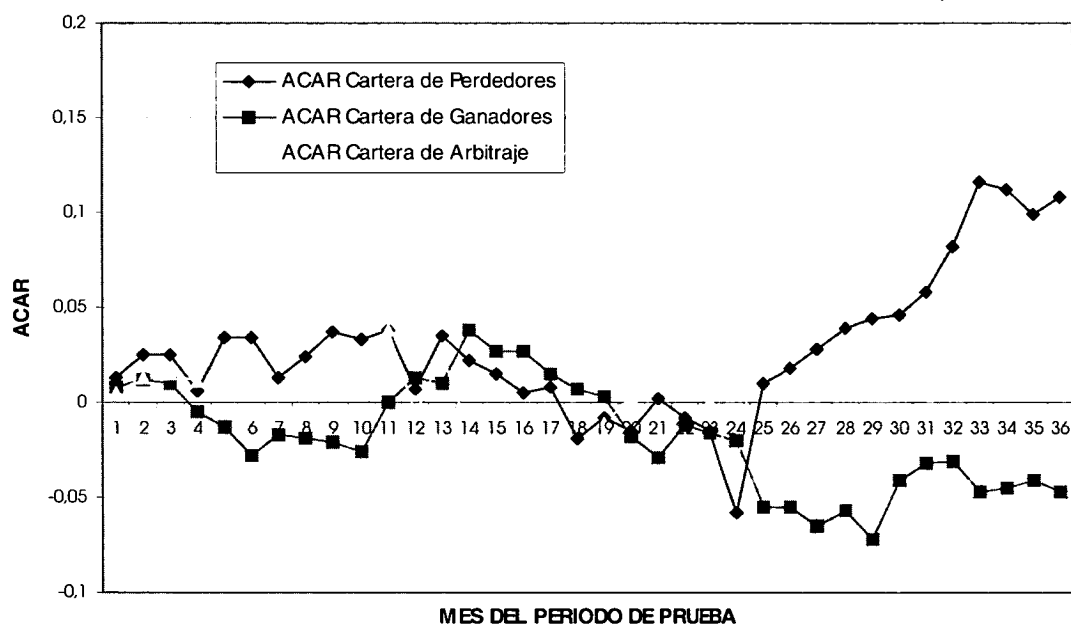




TABLA 1. EXCESO (AJUSTADO AL MERCADO) DE LA RENTABILIDAD ACUMULADA MEDIA DE LA CARTERA DE PERDEDORES, GANADORES Y ARBITRAJE (CARS) AL FINAL DEL PERIODO DE FORMACIÓN Y EN LOS MESES 6, 12, 18, 24, 30, 36, 48 Y 60 DEL PERIODO DE PRUEBA.

DURACIÓN DEL PERIODO DE FORMACIÓN Y DE PRUEBA	N° DE PERIODOS INDEPENDIENTES	N° DE ACTIVOS EN CADA CARTERA	CARTERA	CARS AL FINAL DEL PERIODO DE FORMACIÓN	CARS EN EL PERIODO DE PRUEBA (ESTADÍSTICOS T)					
					MESES TRANSCURRIDOS DESPUÉS DE LA FECHA DE FORMACIÓN DE LA CARTERA					
					6	12	16	24	30	36
3 AÑOS	11	10	ARBITRAJE		0,059 (1,56) <sup>A</sup> [0,13] <sup>B</sup>	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]

<sup>a</sup> Estadísticos t.

<sup>b</sup> P-valores.

### RESULTADOS UTILIZANDO LA METODOLOGIA DE CHAN.

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 Chan (1988), cuyos resultados se pueden ver en la Tabla 2 para carteras de 5 títulos<sup>14</sup>. 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.

TABLA 2. RENTABILIDADES ANORMALES AJUSTADAS AL RIESGO Y BETAS DE LAS CARTERAS DE GANADORES, PERDEDORES Y ARBITRAJE CON 5 TÍTULOS<sup>A</sup>

	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)

<sup>14</sup> Los resultados cuando se utilizan carteras de 10 títulos son idénticos, por esta razón no se presentan.

	PERDEDORES				GANADORES				ARBITRAJE			
	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$	$\hat{\alpha}_{iF}$	$\hat{\alpha}_{iP}$	$\hat{\beta}_{iF}$	$\hat{\beta}_{iD}$
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 <sup>b</sup>	-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)

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

<sup>b</sup> Agregado.

Por lo que se refiere a la existencia de “sobre-reacción”, se observa como las estimaciones de  $\alpha_{iP}$  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-apalancamiento<sup>15</sup>, 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.

#### COMENTARIOS FINALES.

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 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:

- 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.
- 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.

<sup>15</sup> 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).

Desde nuestro punto de vista, la discrepancia puede estar ligada con el cuarto comentario. Dado que 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.

## 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 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 existe un fenómeno "sobre-reacción". Lógicamente, estos resultados son provisionales y forman parte de un trabajo más amplio que aún no se ha finalizado.

## 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.
- 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 ADJUSTEMENTS", APPLIED FINANCIAL ECONOMICS, VOL. 7, PP. 537-548.
- CHAN, K., (1988), "ON THE CONTRARIAN INVESTMENT STRATEGY", JOURNAL OF BUSINESS, VOL. 61, Nº 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, Nº 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.
- 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, Nº 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, Nº 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.
- 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.
- 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 TAVERSKY, 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, N° 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, N° 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, N° 5, DICIEMBRE, PP. 1959-1970.
- MAI, H., (1995), "SUR-RÉACTION SUR LE MARCHÉ FRANÇAIS DES ACTIONS AU RÈGLEMENT MENSUEL 1977-1990", FINANCE, VOL. 16, N° 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.
- STEIN, J., (1989), "OVERREACTIONS IN THE OPCIONS 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.