TENDENCIA POST-ANUNCIO DE RESULTADOS CONTABLES: EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL

Carlos Forner Rodríguez Joaquín Marhuenda Fructuoso Sonia Sanabria García De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

TENDENCIA POST-ANUNCIO DE RESULTADOS CONTABLES: EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL

Carlos Forner Rodríguez Carlos Forner@ua.es

Joaquín Marhuenda Fructuoso Marhuenda@ua.es

Sonia Sanabria García Sonia.Sanabria@ua.es

Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing Universidad de Alicante Campus de San Vicente del Raspeig Ap. Correo 99 – E-03080 Alicante

Telf.: 965 90 36 11 Fax: 365 90 36 21

(Junio 2005)

Los autores desean agradecer a Belén Nieto y a Juan Antonio Rueda sus valiosos comentarios. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797).

TENDENCIA POST-ANUNCIO DE RESULTADOS CONTABLES: EVIDENCIA

PARA EL MERCADO ESPAÑOL

RESUMEN

Este trabajo analiza si en el mercado bursátil español existe con posterioridad al

anuncio de resultados contables una tendencia en las rentabilidades en la misma dirección

que la sorpresa asociada a dicho anuncio. Para ello se han utilizado tres medidas de

sorpresa alternativas basadas en: (i) la serie temporal de resultados contables, (ii)

rentabilidades de mercado y (iii) predicciones de analistas. A excepción de con la segunda

medida, con las otras dos observamos una fuerte y significativa tendencia post-anuncio,

conteniendo ambas medidas poder explicativo marginal una vez se ha controlado la una

por la otra. Los resultados son robustos a diferentes ajustes por riesgo incondicionales, así

como a un ajuste por momentum. Sin embargo, cuando se condiciona al momento

económico dicha anomalía parece desaparecer.

Palabras claves: tendencia post-anuncio de resultados, modelos condicionales, infra-

reacción.

Clasificación JEL: G14, G11, M41

2

TENDENCIA POST-ANUNCIO DE RESULTADOS CONTABLES: EVIDENCIA PARA EL MERCADO ESPAÑOL

1 INTRODUCCION

Durante las últimas décadas, la hipótesis de eficiencia del mercado ha sido uno de los temas dominantes en la investigación sobre finanzas. Ésta asume que los precios de los activos que en él se negocian incorporan toda la información relevante, por lo que, en cualquier momento, éstos pueden considerarse estimaciones óptimas del verdadero valor de un activo. Por tanto, una consecuencia inmediata de esta hipótesis es la imposibilidad de obtener niveles anormales de rentabilidad en base a la información disponible.

Sin embargo, en la literatura financiera son diversos los estudios que han demostrado la presencia de un comportamiento sistemático en las rentabilidades anormales en un periodo subsiguiente al anuncio de resultados contables. Concretamente, los precios de las acciones siguen moviéndose con posterioridad al anuncio en la misma dirección que la sorpresa en los resultados: sorpresas positivas van seguidas de incrementos en los precios, y de disminuciones en el caso de sorpresas negativas. Este incumplimiento de la hipótesis de eficiencia aparece como una anomalía de mercado conocida como "tendencia post-anuncio de resultados" (a partir de ahora PAD)¹. Este fenómeno, tal y como argumenta Kothari (2001), proporciona un serio reto a la hipótesis de eficiencia del mercado debido a que éste ha sobrevivido a una rigurosa comprobación durante al menos tres décadas, y no puede ser explicado totalmente a través de otras anomalías documentadas.

El descubrimiento inicial del fenómeno PAD es debido a Ball y Brown (1968) y Jones y Litzenberger (1970) hace más de 30 años. Desde entonces, muchos investigadores han analizado extensamente la tendencia en las rentabilidades con posterioridad al anuncio de resultados. En este sentido, pueden señalarse algunos estudios influyentes en el establecimiento del PAD como anomalía del mercado, como los de Foster, Olsen y Shevlin (1984), Bernard y Thomas (1989, 1990), Ball (1992), Bernard (1993), entre otros, los cuales suministran un completo resumen de la evidencia latente hasta finales de los 90.

¹ La terminología anglosajona más conocida y utilizada para hacer referencia a este fenómeno es *post-earnings* announcement drift.

Mientras que el PAD es una anomalía establecida en Estados Unidos, donde se ha aceptado la existencia y demostrado la robustez de la misma, existe un relativo vacío en esta línea de investigación en otros mercados bursátiles. Para Reino Unido, Liu, Strong y Xu (2003) detectan la presencia de este fenómeno, robusto a controles alternativos de riesgo y efectos de microestructura del mercado, para un periodo comprendido entre enero 1988 hasta mayo 1998. Por su parte, Dische (2002) observa que dicho fenómeno también está presente en el mercado alemán.²

La presencia continuada de este fenómeno ha llevado a los investigadores a la búsqueda de posibles orígenes al mismo. Las tres explicaciones básicas que hasta la fecha se han venido ofreciendo son: (a) cambios en el riesgo de las empresas con sorpresas extremas que justifican las mayores rentabilidades esperadas, (b) problemas metodológicos, e (c) incorrecta reacción de los precios a la información contenida en el anuncio de resultados.

Si bien los primeros trabajos desarrollados en esta área adolecían de una serie de limitaciones y sesgos que hacían pensar en las dos primeras explicaciones como origen del fenómeno, estudios posteriores han demostrado que una vez corregidos los defectos conocidos en la metodología y los controles incompletos del riesgo, el fenómeno PAD continúa estando presente. Así, por ejemplo, el trabajo de Fama (1998), después de un profundo análisis de la robustez de las metodologías empleadas en el análisis de las distintas anomalías de mercado, concluye que sólo dos permanecen bajo sospecha: el PAD y el *momentum*.

Las investigaciones más recientes parecen apuntar a que el origen del PAD se encuentre en la tercera explicación, concretamente, que los inversores infra-reaccionan a la información inicial sobre resultados y, seguidamente, corrigen dicho error originando la tendencia en los precios. Consecuentemente, si la reacción del precio inicial a la publicación del resultado contable no es suficiente, dicha reacción no está reflejando

² Evidencias consistentes con la idea de la existencia de continuación en las rentabilidades también han sido observadas en el mercado en contextos diferentes. En este sentido, Jegadeesh y Titman (1993, 2001) observan rentabilidades anormales a medio plazo basándose en información sobre los precios pasados. Michaely y Womack (1999) encuentran una respuesta retardada en los precios a cambios en las recomendaciones de los analistas. La evidencia de tendencias en los precios también se ha demostrado para otros eventos como son los *splits* de acciones (Ikenberry y Ramnath, 2002), la distribución de acciones que realizan los operadores de capital-riesgo (Gompers y Lerner, 1998), oferta pública de acciones (Ikenberry, Lakonishok y Vermaelen, 1995), o ampliaciones de capital (Loughran y Ritter, 1995).

totalmente la información contenida en la publicación, por lo que debería haber un subsiguiente ajuste del precio siguiendo al anuncio del resultado, originándose así el efecto PAD. Por otro lado, la literatura también sugiere que dicha infra-reacción inicial podría ir seguida de una posterior sobre-reacción retardada que prolongue la tendencia ocasionada por la infra-reacción previa. Por último, también existe la posibilidad de que dicha tendencia tenga su origen únicamente en una sobre-reacción retardada³. Estos razonamientos estarían vinculados con la literatura sobre finanzas conductistas que sostiene que, a diferencia de lo defendido por la hipótesis de eficiencia, los inversores no son del todo racionales sino que presentan una serie de sesgos psicológicos que explicarían la incorrecta reacción de los inversores ante la información contenida en el anuncio de resultados.

Atendiendo a la infra-reacción como posible causa de la tendencia post-anuncio, Bernard y Thomas (1990) presentan la evidencia más convincente a favor de dicha explicación. Estos autores demuestran que las rentabilidades alrededor de anuncios consecutivos de resultados exhiben una correlación serial positiva de primer, segundo y tercer orden, y negativa de cuarto orden. Señalan que este patrón en la autocorrelación de la rentabilidad es consistente con la existencia de inversores que subestiman la correlación en las cifras de resultados contables diferenciados estacionalmente. En esta misma línea, Bernard (1993) postula que los inversores no reconocen las autocorrelaciones positivas en los cambios de resultados y fracasan en extender las implicaciones de los resultados contables actuales a los futuros. Por ello, no reflejan completamente el contenido de las publicaciones de resultados, pudiendo observarse una tendencia en los precios subsiguiente al momento del anuncio.

Por otro lado, Ball y Bartov (1996) sugieren que los inversores pueden ser más sofisticados que lo insinuado por Bernard y Thomas, suministrando evidencia de que el mercado conoce que los resultados contables están correlacionados temporalmente, pero que subestiman, en promedio, el grado de correlación serial en un 50%. Es el estudio de Soffer y Lys (1999) el que reconcilia el aparente conflicto entre los trabajos citados anteriormente, mostrando que el grado de correlación serial en los resultados reconocida en las expectativas del mercado se incrementa de cero, tras la publicación del resultado, hasta un 50%, inmediatamente antes del siguiente anuncio de resultados.

-

³ La idea de una tendencia en las rentabilidades originada, total o parcialmente, por una sobre-reacción retardada es consistente con la evidencia de reversiones a largo plazo en las rentabilidades (De Bondt y Thaler, 1985).

Más recientemente, el debate alrededor de las posibles explicaciones para esta anomalía se ha centrado en analizar cuáles son los factores determinantes de la posible infra-reacción subyacente, como la proporción de inversores institucionales, más sofisticados y menos propensos a la infra-reacción (Bartov, Radhakrishnan y Krisky, 2000), costes de negociación (Bhushan, 1994), experiencia de los analistas financieros (Mikhail, Beverly, Walter y Willis, 2003), costes de arbitraje (Mendenhall, 2004) y tecnología en la información (Asthana, 2003).

Por lo que respecta al mercado español, tan sólo existe cierta evidencia preliminar en el trabajo de Rueda (2003), en donde se obtiene, para el periodo 1991-2000, una relación positiva entre el nivel de sorpresa en los anuncios de beneficios anuales de un determinado año T y la rentabilidad experimentada por los títulos en los doce meses posteriores al mes de marzo del siguiente año T+1.⁴

No obstante, más allá de este estudio previo de asociación o relevancia, para profundizar en el comportamiento de dicho fenómeno en el mercado español, y en la línea seguida por gran número de los trabajos dedicados al estudio de anomalías del mercado, es interesante constatar si es posible implementar una estrategia de inversión que proporcione rentabilidades anormales. Éste es precisamente el objetivo perseguido en este trabajo, donde además se realizan una serie de contribuciones adicionales respecto a la evidencia previa en el mercado español. Primero, trabajamos con una muestra mucho más amplia que incluye la cifra de resultados trimestrales y semestrales, y además disponemos de la fecha exacta del anuncio, lo cual nos permite una mejor ubicación de la ventana de análisis. Segundo, adicionalmente a las sorpresas en beneficios medidas en base a la serie temporal de beneficios, también empleamos dos medidas alternativas: una en base a rentabilidades y otra en base a las predicciones de los analistas. Tercero, utilizamos el procedimiento de construcción de carteras de Chan et al. (1996), que trabaja en tiempo de calendario. Este enfoque tiene como principal ventaja respecto al esquema tradicional de tiempo de evento, comúnmente utilizado en los estudios sobre PAD, el hecho de que la estrategia de inversión planteada es implementable en la práctica. Cuarto, se realiza un amplio abanico de ajustes que incluyen: (i) el modelo de tres factores de Fama y French (1993), (ii)

⁴ El estudio de otras anomalías en el mercado de valores español ha acaparado numerosa atención en los últimos años, como por ejemplo: efecto tamaño, Gómez-Sala y Marhuenda (1998); efecto día de la semana, Llor, Martinez y Yagüe (2000); efecto sobre-reacción y momentum, Forner y Marhuenda (2003a, 2003b y 2004); rentabilidades anormales a largo plazo después de ampliaciones de capital y salidas a bolsa, Farinós (2001), Pastor y Martín (2004), Álvarez y González (2005) y Pastor y Poveda (2005).

carteras de control por tamaño y ratio book-to market (de aquí en adelante ratio BM) y (iii) relación con el efecto momentum de Jegadeesh y Titman (1993).

Adicionalmente a los ajustes previamente mencionados, siguiendo la reciente literatura sobre valoración de activos también se ha estudiado si los beneficios de la estrategia PAD pueden ser explicados a través de los modelos condicionales donde se tiene en cuenta la información sobre el estado de la economía. De esta manera permitimos que los riesgos y, por tanto, los rendimientos esperados varíen en el tiempo dependiendo de la información disponible en cada momento. En nuestra opinión, este último ajuste supone una importante contribución no solo para el mercado español sino en la literatura sobre PAD en general, ya que, hasta lo que conocemos, en ningún mercado se ha estudiado si este fenómeno puede ser explicado por dicho tipo de modelos.

Los resultados obtenidos muestran que, a excepción de la medida de sorpresa basada en rentabilidades, hay evidencia significativa de tendencia en las rentabilidades con posterioridad al anuncio de resultados. Además, se obtiene evidencia de que ambas medidas de sorpresa presentan poder explicativo marginal una vez se ha controlado la una por la otra. Estos resultados permanecen cuando se efectúan diversos controles por riesgo incondicionales: (i) por CAPM, (ii) por el modelo de tres factores de Fama y French (1993) y (iii) carteras de control por tamaño y ratio BM. También se observa que el fenómeno PAD persiste cuando se controla por el efecto momentum. Sin embargo, cuando se aplica una versión condicional del CAPM y del modelo de tres factores de Fama y French (1993), dicha anomalía parece desaparecer.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En el segundo apartado se explican los datos, las medidas de sorpresa utilizadas y la metodología empleada para el desarrollo del trabajo. Los resultados del análisis de la tendencia post-anuncio se muestran en el tercer apartado. En el cuarto se analiza el poder marginal entre dos de las variables de sorpresa utilizadas. En el quinto se contrasta la robustez de los resultados a distintos ajustes: (i) CAPM, (ii) modelo de tres factores de Fama y French (1993), (iii) carteras de control por tamaño y ratio BM, (iv) efecto momentum y (v) modelos condicionales. En el sexto apartado se estudia la estabilidad temporal de este fenómeno, y en el séptimo se realiza un análisis de estacionalidad. Finalmente se presentan las conclusiones.

2 DATOS Y METODOLOGÍA

2.1 DATOS

La muestra analizada en este trabajo comprende un total de 173 títulos cotizados en el mercado español entre enero de 1992 y diciembre de 2003. Los datos de los que se dispone son los siguientes:

- Fechas de anuncios de resultados contables trimestrales, junto con su cifra de resultados consolidada, o individual en su defecto. Estos datos han sido obtenidos a partir de la información periódica pública de las empresas cotizadas emitida por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV).
- Dato anual de fondos propios y el activo total de la empresa, medidos a principios del año, obtenidos a partir de los ficheros de información periódica publicados por la CNMV. El valor de los fondos propios viene dado por los beneficios consolidados del ejercicio, el capital suscrito (fondo de dotación), primas de emisión, reservas y reservas de revalorización, reservas en sociedades consolidadas y resultados de ejercicios anteriores. Se ha comprobado que todos los datos empleados toman valores positivos.
- Predicciones mensuales de consenso sobre resultados contables realizadas por los analistas financieros en el periodo analizado, procedentes de la base de datos JCF Quant.
- Precios de cierre diarios y dividendos del mercado continuo obtenidos a través del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas (SIBE). A partir de estos datos se calculan: (i) las rentabilidades mensuales y diarias de los títulos efectuando ajustes por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos y (ii) la rentabilidad por dividendo mensual, calculada como el cociente entre la suma de dividendos repartidos en los doce meses previos y el precio del título al final del mes anterior.
- Como rentabilidad del activo libre de riesgo se emplea el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página Web.

- Como tipo de interés a largo plazo se utiliza la tasa interna de rendimiento (TIR) de los bonos y obligaciones del Estado a 10 años, dato obtenido a partir del Boletín Estadístico de la revista del Banco de España
- Capitalización bursátil mensual, calculada como el número de acciones emitidas por el precio de la acción, y el ratio BM, donde el numerador viene dado por el valor de los recursos propios de la empresa a principio del año para el que se está publicando la cifra de resultados, y el denominador es el dato de capitalización bursátil, previamente definido. Ambas variables han sido obtenidas de COMPUSTAT.

2.2 MEDIDAS DE SORPRESAS EN LOS RESULTADOS CONTABLES

Dado que el fenómeno PAD asume que las rentabilidades después de un anuncio de resultados siguen la misma dirección que la sorpresa asociada a dicho anuncio, se hace necesario construir una medida de la sorpresa en los resultados, para cada empresa y anuncio. Para ello, se han utilizado diversas alternativas.

La primera, siguiendo la tendencia mayoritaria presente en la literatura sobre PAD, es el resultado inesperado estandarizado o SUE. La definición de SUE para cada empresa i y trimestre t es,

$$SUE_{i,t} = \frac{X_{i,t} - E(X_{i,t})}{STD_{i,t}} \tag{1}$$

donde $X_{i,t}$ es el resultado trimestral actual, $E\left(X_{i,t}\right)$ es el resultado esperado en dicho trimestre, y $STD_{i,t}$ es la desviación estándar del resultados inesperado ($X_{i,t} - E\left(X_{i,t}\right)$). A la hora de fijar $E\left(X_{i,t}\right)$, suponemos que los resultados siguen un modelo de recorrido aleatorio estacional, por lo que los resultados esperados en un trimestre son los resultados publicados por la empresa durante ese mismo trimestre en el año anterior, $X_{i,t-4}$ ⁵.

Para obtener una estimación fiable de la desviación estándar se suele utilizar un mínimo de ocho observaciones (la actual más siete previas). Esto supone una importante reducción en el número total de trimestres para los cuales podríamos calcular dicha medida

⁵ Foster, Olsen y Shevlin (1984) obtienen que el modelo de recorrido aleatorio estacional funciona igual de bien que otros modelos más complejos.

y, por tanto, una reducción considerablemente del periodo muestral analizado. Por este motivo, se ha decidido emplear una medida alternativa consistente en escalar, en lugar de por la desviación estándar⁶, por otra variable: los fondos propios de la empresa $(FP_{i,y})^7$ a principio del año para el que se está publicando el resultado y. De esta forma, la medida utilizada, UE, queda definida de la siguiente forma,

$$UE_{i,t} = \frac{X_{i,t} - X_{i,t-4}}{FP_{i,y}},\tag{2}$$

Como segunda medida de sorpresa, se utiliza la reacción del precio en los días inmediatamente alrededor del anuncio de resultados. En particular, se usa la rentabilidad anormal acumulada en un intervalo de 4 días, (-2,2), denotado por $CAR_{i,t}$, y definida como,

$$CAR_{i,t} = \prod_{d=-2}^{+2} (1 + R_{i,d}) - \prod_{d=-2}^{+2} (1 + R_{m,d})$$
(3)

donde $R_{i,d}$ es la rentabilidad del título i el día d, $R_{m,d}$ es la rentabilidad de mercado, y el día 1 es el día de anuncio de resultados. Esta expresión proporciona una medida indirecta de la sorpresa que provoca el anuncio de resultados al reflejar su impacto en los precios de los títulos.

Finalmente, como tercera medida de sorpresa se utilizan las revisiones en los pronósticos sobre resultados contables realizadas por los analistas financieros. Como sugieren Schipper (1991) y Lang y Lundholm (1996), las predicciones de resultados efectuadas por los analistas representan, probablemente, una buena aproximación a la información disponible por los inversores, dado que los analistas juegan un papel relevante en los mercados bursátiles como intermediarios de la información.

-

⁶ No obstante, también se han calculado los resultados con la medida SUE para el subperiodo 1999-2003.

⁷ Rangan y Sloan (1998), Narayanamoorthy (2003) y Rueda (2003) usan los beneficios inesperados calculados a partir de un modelo de recorrido aleatorio estacional pero escalados por su capitalización bursátil.

De esta forma, la medida de sorpresa propuesta viene dada por el cambio en los pronósticos de consenso realizados por los analistas, escalado por los fondos propios de la empresa a principio del año al que pertenece el resultado publicado⁸ y definida como,

$$REV_{i,t} = \frac{FY_{i,t} - FY_{i,t-1}}{FP_{i,y}} \tag{4}$$

donde $FY_{i,t}$ es el pronóstico de consenso a un año (FY1) realizado para la empresa i por los analistas en el mes t. Si el mes t coincide con el mes en el que se produce un cambio en el año fiscal (normalmente enero), se considera que la revisión de la predicción para dicho mes será el pronóstico efectuado por los analistas para el mes t a un año (FY1) menos la predicción realizada en el mes anterior t-t-t pero a dos años (FY2).

Una ventaja de esta medida es que permite disponer de datos todos los meses, mientras que con las dos anteriores sólo se dispone de datos para cuatro meses del año. No obstante, como posible inconveniente se debe tener en cuenta que, como indican Chan *et al.* (1996), las estimaciones de los analistas puedan estar afectadas por incentivos tales como el deseo de animar a los inversores a negociar y generar, de esta forma, comisiones de corretaje⁹.

2.3 ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Para facilitar la explotación posterior de los datos descritos parece conveniente examinar, mediante un análisis descriptivo, si el número de sorpresas en los resultados para cada una de las medidas utilizadas presenta algún patrón temporal. En la Tabla 1 se muestran, para cada uno de los años que forman nuestro periodo de estudio, los números medios, máximos y mínimos de sorpresas que se producen mensualmente, así como el número de meses en los que disponemos de ninguna (0) o de un número reducido (entre 1-10) de sorpresas en los resultados a lo largo de ese año. Dado que para el cálculo de la medida de sorpresa UE se necesita el dato correspondiente al anuncio trimestral

_

⁸ De forma similar Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1996) deflactan las revisiones en las predicciones de consenso de los analistas por el valor contable por acción, y Hennessey (1995) por las predicción sobre el beneficio del mes anterior.

⁹ Recientes estudios utilizan la media en las predicciones de los analistas como aproximación de las expectativas del mercado sobre beneficios, y muestran que la tendencia post-anuncio está relacionada con dichos pronósticos (Abarbanell y Berbard, 1992; Alford y Berger, 1997; Liu, 1998; Wu, 1998; Shane y Brous, 2001).

equivalente del año previo, esta medida sólo puede calcularse a partir de 1993. Para presentar resultados en periodos análogos para las diferentes medidas de sorpresa, se ha decidido calcular las medidas a partir de ese año.

Como era de esperar, el número medio de datos de sorpresas por mes es mucho mayor con la medida *REV*, ya que ésta tiene una periodicidad mensual, mientras que para las otras dos medidas es trimestral. Además, el número medio de datos de sorpresas *UE* es bastante reducido en los dos primeros años: 1993 y 1994, con 3 y 2 meses respectivamente donde no hay ningún dato de sorpresa.

TABLA 1

Distribución de los valores medios por año del número de sorpresas en los beneficios.

Número promedio de observaciones, máximo y mínimo que se producen en cada uno de los años que forman el periodo muestral para cada una de las medidas de sorpresa en los beneficios utilizadas -UE, REV, CAR-. Asimismo, se muestra el número de meses en los que se dispone de un número reducido de sorpresas (entre 1-10) o de ninguna (0), a lo largo de cada año. UE es la diferencia entre el resultado contable trimestral actual y el del mismo trimestre del año anterior (resultado inesperado), escalado por los fondos propios a principios del año para el que se anuncia el resultado; REV es el cambio en los pronósticos de consenso realizados por los analistas, escalado por los fondos propios de la empresa a principio del año al que pertenece al resultado publicado; CAR mide la reacción del precio de los títulos en un intervalo de 4 días (-2,2) alrededor del anuncio de resultados.

			UE					REV				med min max 0 33.9 0 93 1 34.3 0 95 1 36.2 2 97 0 37.1 2 91 0 39.1 4 96 0 40.4 2 91 0 41.5 2 91 0 41.5 2 104 0 42.1 1 102 0			
	med	min	max	0	1-10	med	min	max	0	1-10	med	min	max	0	1-10
1993	14.6	0	68	3	6	109.8	94	118	0	0	33.9	0	93	1	4
1994	17.1	0	65	2	6	104.3	101	112	0	0	34.3	0	95	1	5
1995	29.1	1	99	0	5	103.3	101	104	0	0	36.2	2	97	0	4
1996	39.8	1	99	0	3	92.8	90	101	0	0	37.1	2	91	0	3
1997	40.3	4	98	0	2	98.3	93	106	0	0	39.1	4	96	0	2
1998	40.0	2	91	0	2	107.6	105	109	0	0	40.4	2	91	0	3
1999	38.8	2	84	0	2	106.8	103	110	0	0	41.5	2	91	0	2
2000	39.2	1	97	0	2	89.9	88	91	0	0	41.5	2	104	0	2
2001	40.0	1	96	0	2	90.2	86	93	0	0	42.1	1	102	0	2
2002	37.7	1	89	0	3	89.5	86	93	0	0	39.0	2	92	0	3
2003	35.6	0	86	1	1	86.2	83	89	0	0	35.9	1	85	0	2

A continuación, en la Tabla 2 se presenta, para cada una de las tres medidas de sorpresas calculadas, el número promedio de sorpresas para cada uno de los 12 meses del año. Se aprecia que el número mensual de sorpresas *UE* no es homogéneo, rechazándose además la hipótesis nula de igualdad a lo largo de los diferentes meses del año. En particular, se puede comprobar como los anuncios se concentran en los siguientes meses: febrero y marzo, vinculados a los resultados anuales; mayo, resultados del primer trimestre; agosto, resultados del primer semestre, y noviembre, resultados del tercer trimestre.

Algo similar se observa para la medida *CAR*, si bien esto no es de extrañar dado que para calcular esta medida de sorpresa se necesita disponer de la fecha de publicación del resultado contable. Sólo cuando se emplean las predicciones de consenso de los analistas, *REV*, se observa una distribución mensual estable; de hecho, se acepta la hipótesis nula de igualdad en el número de sorpresas entre los diferentes meses del año.

TABLA 2

Frecuencia de publicación de anuncios de resultados por meses del año.

Para cada medida de sorpresa (UE, REV, CAR) se presenta en número promedio de títulos que tienen sorpresas en los resultados en cada uno de los meses del año.

						Mes	del año						
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic	χ^2
UE	8.2	49.8	45.8	15.3	62.1	2.3	30.1	47.7	28.1	19.7	66.3	1.8	886.4*
REV	95.9	96.5	95.3	96.8	96.8	96.8	94.6	96.6	97.1	97.3	97.5	96.8	2.8
CAR	8.3	53.3	50.3	18.6	93.4	3.1	32.4	51.0	29.9	22.4	88.8	2.3	9723*

2.4 METODOLOGÍA: CONSTRUCCIÓN DE LAS ESTRATEGIAS DE INVERSIÓN

Para analizar el fenómeno PAD construimos carteras en función de las sorpresas experimentadas en los resultados, y analizamos si las carteras compuestas por títulos con sorpresas extremas más favorables proporcionan, en promedio, rentabilidades superiores a las compuestas por títulos con sorpresas extremas más desfavorables. Siguiendo al trabajo

de Chan *et al.* (1996) para el mercado americano, estas carteras son construidas en tiempo de calendario (concretamente al inicio de cada mes)¹⁰ en lugar en tiempo de evento (es decir, coincidiendo con la fecha exacta del anuncio). Este enfoque en tiempo de calendario presenta la ventaja de proporcionar una estrategia de inversión implementable en la práctica, ya que solventa el problema de "look-ahead" (toda la información necesaria está disponible en la fecha de formación de las carteras) y facilita la construcción de una cartera autofinanciada (las posiciones compradoras y vendedoras se realizan simultáneamente).

Seguidamente, se detalla el proceso de construcción de las carteras. En primer lugar, al inicio de cada mes de calendario t (fecha de formación) se seleccionan todos los títulos que coticen ese mes y para los que se dispone de sorpresas en los resultados contables en los tres meses previos¹¹, y se ordenan atendiendo a la sorpresa. En el caso de que en los tres meses previos se produzca más de un anuncio sobre resultados en un título se emplea la sorpresa más reciente. A continuación, se construyen tres carteras equiponderadas con un número idéntico de títulos¹²: la primera (tercera), correspondiente al 33% inferior (superior) de las sorpresas, es denominada cartera de sorpresas desfavorables (favorables), y es denotada por L (H). Estas carteras son mantenidas durante los 3, 6, 9 y 12 meses subsiguientes (periodo de mantenimiento). Seguidamente, se diseña una estrategia de negociación de coste cero que toma posiciones largas en la cartera H y cortas en la cartera L, a la cual denominamos estrategia PAD, (H-L).

Dado que se requiere de datos de sorpresa en resultados en un periodo previo de tres meses, junto con el escaso número de observaciones de sorpresas *UE* disponibles en los primeros meses del año 1993, se ha decidido escoger como primera fecha de formación, para todos los casos, el inicio de enero de 1994.

Para estudiar el comportamiento de la estrategia PAD, en primer lugar se ha analizado la rentabilidad acumulada en promedio por estas carteras a lo largo de los 12 meses posteriores a su fecha de formación. Para ello se utiliza el procedimiento de

Dada la distribución mensual desigual de las sorpresas UE y CAR, fijarnos sólo en un mes puede suponer la presencia de carteras muy poco diversificadas en algunas fechas de formación (meses) cuando estas medidas son empleadas como aproximación de la sorpresa en los resultados.

 $^{^{\}rm 10}$ Liu, Strong y Xu (2003) también utilizan esta metodología para el mercado del Reino Unido.

¹² Dada la reducida sección cruzada del mercado español consideramos más conveniente trabajar con tres carteras, en lugar de una partición mayor como quintiles o deciles, con el propósito de conseguir un determinado nivel de diversificación en las carteras.

comprar-y-mantener, el cual nos permite obtener la rentabilidad que obtendría efectivamente un inversor si invirtiese en la cartera en cuestión y la mantuviese durante el periodo considerado sin realizar ajuste alguno¹³,

$$CR_{c,T} = \frac{\sum_{i=1}^{n_c} \left[\left(\prod_{t=1}^{T} (1 + R_{i,t}) - 1 \right) \right]}{n_c}; \quad c = 1(L), 2, 3(H); \quad T = 1, 2, ..., 12$$
 (5)

donde $CR_{c,T}$ representa la rentabilidad acumulada por la cartera c en los T meses posteriores a la fecha de formación y n_c es el número de títulos que componen la cartera.

Obsérvese que a lo largo de todo el periodo analizado (01/94-12/03) se construyen un total de 120 carteras, dado que éstas son formadas al inicio de cada mes de calendario. Por tanto, tendremos una serie de 120 rentabilidades acumuladas:

$$\{CR_{c,T,f}; f = 1,2,3,...,120\}; c = 1(L), 2, 3(H); T = 1,2,...,12$$
 (6)

donde $CR_{c,T,f}$ es la rentabilidad acumulada a lo largo de los T meses siguientes a la fecha de formación f de la cartera c. La primera fecha de formación f=1 corresponde al inicio de enero de 1994, la segunda f=2 con el inicio de febrero de 1994, y así sucesivamente.

Lógicamente, la serie de rentabilidades acumuladas de la estrategia PAD coincide con la diferencia entre la rentabilidad de las carteras de sorpresas en los resultados altas y bajas,

$$CR_{c,T} = \left[\sum_{i=1}^{n_c} \sum_{t=1}^{T} R_{i,t} \right] / n_c$$

y el de reajuste:

 $CR_{c,\tau} = \left[\prod_{i=1}^{\tau} \left(1 + \left(\sum_{i=1}^{n_c} R_{i,t} / n_c\right)\right)\right] - 1.$

El primero no calcula exactamente la rentabilidad acumulada por la cartera a lo largo del periodo analizado sino su rentabilidad mensual media en dicho periodo ($CR_c = T \cdot \overline{R_c}$). En el segundo, se asume implícitamente una estrategia de inversión que modifica la composición de la cartera mes a mes para mantener la equiponderación de la misma a lo largo de todo el periodo de mantenimiento. En cualquier caso, en la literatura financiera parece que se ha venido empleando, mayoritariamente, el procedimiento de comprar-y-mantener por diversos motivos. Entre ellos, parece ser que el sesgo al alza provocado por la horquilla de precios afecta en menor medida al cálculo de las rentabilidades con el procedimiento de comprar-y-mantener y, si se tienen en cuenta los costes de transacción, la estrategia de reajuste parece menos atractiva y, quizás, menos adecuada para un horizonte de inversión a medio/largo plazo.

¹³ Existen dos procedimientos alternativos para calcular la rentabilidad acumulada de una cartera: el aditivo:

$$\{CR_{PAD,T,f}, f = 1, 2, ..., 120\}; CR_{PAD,T,f} = CAR_{H,T,f} - CAR_{L,T,f}; T = 1, 2, ..., 12$$
 (7)

Nótese que para las últimas fechas de formación no es posible calcular todas las rentabilidades acumuladas. Así, para las carteras construidas en la última fecha de formación, f=120, correspondiente al inicio de diciembre de 2003, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en el primer mes del periodo de mantenimiento, para las construidas en la penúltima, f=119, correspondiente al inicio de noviembre de 2003, sólo se podrá calcular la rentabilidad acumulada en los dos primeros meses, y así sucesivamente. Por tanto, únicamente la serie de rentabilidades acumuladas en el primer mes del periodo de mantenimiento, T=1, dispondrá de 120 observaciones, descendiendo este número cuando se consideran rentabilidades acumuladas para un periodo de tiempo superior a un mes. Obsérvese también que para valores de T>1 estas series de rentabilidades acumuladas están solapadas y, por tanto, presentan un problema de autocorrelación por construcción que habrá que tener en cuenta a la hora de realizar los posteriores contrastes estadísticos.

Junto con esta primera aproximación, que nos permite saber cómo evoluciona en promedio la rentabilidad de las carteras en los meses posteriores a su formación, también se ha aplicado un segundo enfoque alternativo. Éste consiste en calcular qué rentabilidad habría obtenido un inversor en cada mes de calendario, si hubiese seguido la secuencia de compras y ventas de la estrategia PAD al inicio de cada mes, y las hubiese mantenido durante h=3, 6, 9, 12 meses. Ésta no será más que la media de la rentabilidad en ese mes de todos los títulos implicados en la estrategia. Es importante entender aquí que durante el mes de calendario t, la estrategia PAD estará formada por la cartera de sorpresas altas (H) y bajas (L) construidas en las ultimas h fechas de formación. Por tanto, cada mes de calendario tendremos h carteras H y L, revisando el 1/h de sus componentes al inicio de cada mes. Por ejemplo, durante el mes de calendario t, la estrategia PAD con un periodo de mantenimiento de h=3 estará formada por las carteras H y L construidas al inicio de los meses t-2, t-1 y t. Al inicio del mes de calendario siguiente, t+1, la posición de las carteras H y L construidas en el mes t-2 será liquidada y reemplazada por las nuevas carteras.

Procediendo de esta manera se obtiene una rentabilidad para cada mes de calendario para cada una de las tres carteras consideradas:

$${R_{c,t}; t=01/94,02/94,...,12/03}; c=1(L), 2, 3(H)$$
 (8)

donde $R_{c,t}$ representa la rentabilidad en el mes de calendario t de la cartera c.

Al igual que antes, la rentabilidad obtenida por la cartera PAD en cada mes de calendario coincide con la diferencia entre la rentabilidad de las carteras de sorpresas en los resultados altas y bajas,

$$\left\{ R_{PAD,t} = R_{H,t} - R_{L,t}; \quad t = 01/94,02/94,...,12/03 \right\}$$
 (9)

Las rentabilidades mensuales para cada uno de los meses de calendario t, se pueden calcular como una media equiponderada de las rentabilidades de cada uno de los títulos que componen la cartera ese mes. En tal caso, estamos asumiendo que las carteras reajustan su composición mensualmente a lo largo del periodo de mantenimiento para conservar la equiponderación inicial: carteras de reajuste. Otra alternativa consiste en mantener las carteras, construidas en cada fecha de formación, durante todo el periodo de mantenimiento sin realizar reajuste alguno: carteras de comprar-y-mantener. En tal caso, y dado que las carteras pierden su equiponderación inicial conforme difieren las rentabilidades de los títulos que las componen, es necesario obtener previamente el peso de cada uno de los títulos dentro las carteras en cada mes de calendario, lo cual complica seriamente la computación. No obstante, y al igual que en el enfoque anterior, se ha decidido utilizar carteras de comprar-y-mantener dadas las ventajas que éste procedimiento presenta, principalmente, desde el punto de vista de los costes de transacción con respecto a las de reajuste.

Este último enfoque, que será el mayoritariamente utilizado a lo largo del trabajo, nos permitirá analizar las rentabilidades ajustadas por riesgo con cierta facilidad.

Finalmente, una cuestión importante a considerar es qué sucede cuando un título no cotiza de forma continuada durante el periodo de mantenimiento. Aquí se ha decidido sustituir la rentabilidad del título que deja de cotizar por la rentabilidad media del resto de títulos de la cartera. Si realmente existe efecto PAD, lo más lógico es invertir los fondos obtenidos de la liquidación del título que deja de negociar en el resto de títulos de la cartera.

3 BENEFICIOS DE LA TENDENCIA POST-ANUNCIO

En esta sección se efectúa un primer examen de la evolución de los precios después de la publicación del resultado contable, analizando para ello la rentabilidad media proporcionada por la estrategia PAD.

En la Tabla 3 y en el Gráfico 1 se presenta la rentabilidad media acumulada, para cada una de las medidas de sorpresa, a lo largo de los doce meses posteriores a la fecha de formación, ecuación [7]. Debajo de cada rentabilidad acumulada aparece el correspondiente p-valor asociado al estadístico t ajustado por autocorrelación con Newey-West.

TABLA 3

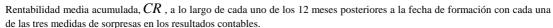
Rentabilidad media acumulada a lo largo de los doce meses posteriores a la fecha de formación.

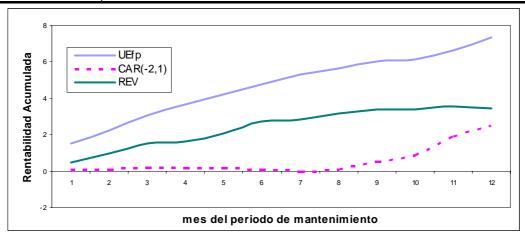
Rentabilidad media acumulada a lo largo de cada uno de los 12 meses posteriores a la fecha de formación [CR] de la estrategia PAD. Así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación utilizando Newey-West, de un ajuste GMM y de un bootstrap.

				M	les del P	eriodo	Prueba					
	Mes 1	Mes 2	Mes 3	Mes 4	Mes 5	Mes 6	Mes 7	Mes 8	Mes 9	Mes 10	Mes 11	Mes 12
PANEL A	: <i>UE</i>											
\overline{CR}_{PAD} %	1.501	2.204	3.042	3.673	4.185	4.753	5.297	5.631	6.039	6.159	6.611	7.347
t están.	[0.001]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	0.000	0.001	[0.001]	[0.002]	[0.003]	[0.007]	[0.008]	[0.007]
ig GMM	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.001]	[0.002]	[0.003]	[0.002]
Boot A.	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.003]	[0.004]	[0.011]	[0.006]	[0.002]
PANEL B	: CAR											
\overline{CR}_{PAD} %	0.085	0.073	0.182	0.168	0.164	0.090	-0.033	0.109	0.510	0.859	1.908	2.501
t están.	[0.705]	[0.834]	[0.708]	[0.781]	[0.810]	[0.903]	[0.969]	[0.912]	[0.681]	[0.567]	[0.299]	[0.261]
₹ GMM	[0.717]	[0.841]	[0.717]	[0.781]	[0.808]	[0.906]	[0.971]	[0.914]	[0.662]	[0.519]	[0.212]	[0.157]
Boot A.	[0.472]	[0.724]	[0.621]	[0.763]	[0.866]	[0.976]	[0.821]	[0.799]	[0.971]	[0.854]	[0.475]	[0.442]
PANEL C	: REV											
\overline{CR}_{PAD} %	0.492	0.978	1.509	1.601	2.087	2.734	2.836	3.189	3.367	3.397	3.543	3.432
t están.	[0.046]	[0.001]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.004]
E GMM	[0.024]	[0.001]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.002]
♣ Boot.A	[0.019]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.014]

Se observa como cuando se utilizan las medidas de sorpresa basadas en la cifra de resultados, UE, y en predicciones de analistas, REV, la estrategia PAD proporciona rentabilidades acumuladas positivas y significativas en casi todos los meses del periodo de mantenimiento. Además, las mayores rentabilidades se obtienen, en cualquier mes del periodo de mantenimiento, cuando se construyen carteras atendiendo a las sorpresas calculadas con UE. Sin embargo, no se detectan rentabilidades significativas después de efectuar el anuncio de resultados cuando la sorpresa se mide con rentabilidades anormales, CAR.

GRAFICO 1 Rentabilidad media acumulada de la estrategia PAD a lo largo de cada uno de los 12 meses posteriores a la fecha de formación.





En la Tabla 4 se muestra la rentabilidad media mensual que hubiese obtenido un inversor si hubiese realizado la secuencia de compras y ventas mensuales de la estrategia PAD con periodos de mantenimiento de 3, 6, 9 y 12 meses, ecuación [8]. En la segunda columna de cada panel se presentan los p-valores correspondientes a los estadísticos t estándar.

 $TABLA\ 4$ Rentabilidad media obtenida por la estrategia PAD para diferentes periodos de mantenimiento.

Se presenta la rentabilidad media de la serie de rentabilidades mensuales en tiempo de calendario , \overline{R} , de la estrategia de inversión cero (autofinanciada) consistente en comprar la cartera sorpresa favorable (C3) y vender la cartera con sorpresas desfavorables (C1), para distintos horizontes temporales del periodo de mantenimiento, así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t con un ajuste MCO, GMM y *bootstrap*.

	PANEL A: UE					PANEL	B: CAF	?		PANEL C: REV				
			P-valor	lor			P-valor				P-valor			
h	$\overline{R}\%$	МСО	GMM	Boot.A	$\overline{R}\%$	мсо	GMM	Boot.A	$\overline{R}\%$	мсо	GMM	Boot.A		
3	0.7336	[0.002]	[0.001]	[0.001]	0.0452	[0.808]	[0.790]	[0.822]	0.4797	[0.003]	[0.000]	[0.004]		
6	0.6482	[0.005]	[0.006]	[0.003]	0.0454	[0.773]	[0.739]	[0.782]	0.4065	[800.0]	[0.000]	[0.007]		
9	0.4987	[0.032]	[0.040]	[0.025]	0.0815	[0.564]	[0.539]	[0.573]	0.3152	[0.027]	[0.005]	[0.034]		
12	0.4053	[0.057]	[0.072]	[0.042]	0.1392	[0.281]	[0.286]	[0.312]	0.2093	[0.111]	[0.065]	[0.127]		

Los resultados obtenidos con este segundo enfoque son consistentes con los observados con el análisis previo. Se puede observar como la estrategia PAD proporciona rentabilidades positivas y estadísticamente significativas, prácticamente para todos los periodos de mantenimiento, tanto con la sorpresa *UE* como con *REV*. Si bien, los mayores niveles de rentabilidad se obtienen, para cualquier periodo de mantenimiento, con la primera medida de sorpresa. Por tanto, la evidencia observada sugiere que el fenómeno PAD tiene un efecto menos duradero cuando se usan pronósticos de analistas que cuando se emplean resultados contables. Además, debe destacarse la existencia de una relación decreciente entre la rentabilidad, vinculada con estas dos medidas de sorpresa, y el periodo de mantenimiento¹⁴.

 $^{^{14}}$ Cuando se utiliza el activo total para deflactar la medida UE, se siguen observando resultados similares aunque los niveles de rentabilidad son algo inferiores a los detectados cuando escalamos por fondos propios. En el Apéndice, panel A de la Tabla A1 y A2. También se han calculado los beneficios de la estrategia PAD utilizando como medida de sorpresa el SUE, ecuación [1], aunque los requisitos de un periodo de estimación previo lo limitan al subperiodo 1999-2003. Los resultados obtenidos están en la línea de los obtenidos con la medida UE. Panel C de las Tablas A1 y A2 del Apéndice.

No obstante, las rentabilidades no son significativas cuando la medida empleada como sorpresa son las *CAR* ¹⁵ (panel B). Este resultado es consistente con el obtenido por Foster *et al.* (1984) quienes, curiosamente, encuentran que mientras que el resultado inesperado estandarizado (SUE histórico) ayuda a predecir rentabilidades futuras, las rentabilidades anormales en torno al anuncio de resultados no tienen tal poder. Sin embargo son opuestos a los obtenidos por Liu, Strong y Xu (2003).

3.1 ROBUSTEZ ANTE NO-NORMALIDAD

Los resultados de aplicar el contraste de Jarque-Bera a las series de rentabilidades de las distintas estrategias analizadas rechazan ampliamente la hipótesis de normalidad para la mayoría de ellas. Por tanto, los contrastes t estándar realizados pueden estar sesgados. Para comprobar la robustez ante no-normalidad de los resultados obtenidos se emplean dos alternativas para obtener los p-valores: por una parte, se utiliza la metodología del Método Generalizado de Momentos (GMM) y, por otra parte, se aplica un análisis bootstrap.

En relación con el último método mencionado, se ha utilizado el procedimiento propuesto por Lyon, Barber y Tsai (1999) consistente en aplicar la metodología *bootstrap* al estadístico t ajustado por asimetría desarrollado por Johnson (1978)¹⁶. En primer lugar se calcula el correspondiente estadístico t ajustado por asimetría,

$$t_a = \sqrt{\Gamma} \left[\frac{\overline{R}}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \left(\frac{\overline{R}}{\hat{\sigma}} \right)^2 + \frac{1}{6 \cdot \Gamma} \hat{\gamma} \right]$$
 (10)

donde \overline{R} , $\hat{\sigma}$ y $\hat{\gamma}$ son las estimaciones de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría de la serie de rentabilidades acumuladas, ecuación [7], o de la serie de rentabilidades para cada mes de calendario, ecuación [9], y Γ es el tamaño de la serie temporal, (121-T) y 120 respectivamente.

_

¹⁵ El análisis también se ha efectuado utilizando las rentabilidades anormales en una ventana de 2 días (-1,1), siendo los resultados obtenidos similares. Se presentan en el Apéndice, Tabla A1 y A2, panel B.

 $^{^{16}}$ Los relativamente elevados coeficientes de asimetría para alguna de las series de rentabilidades analizadas (por ejemplo, 3.34 para las rentabilidades acumuladas en el primer mes del periodo de mantenimiento para la medida UE) hacen aconsejable este procedimiento bootstrap.

Seguidamente se seleccionan con reemplazamiento B submuestras de tamaño η de la serie original de rentabilidades y para cada una de las B submuestras se calcula el siguiente estadístico,

$$t_{a,b} = \sqrt{\eta} \left[\frac{\overline{R}_b - \overline{R}}{\hat{\sigma}_b} + \frac{1}{3} \hat{\gamma}_b \left(\frac{\overline{R}_b - \overline{R}}{\hat{\sigma}_b} \right)^2 + \frac{1}{6\eta} \hat{\gamma}_b \right]; \quad b = 1, 2, ..., B$$
 (11)

donde \overline{R}_b , $\hat{\sigma}_b$ y $\hat{\gamma}_b$ son las estimaciones de la media, desviación típica y coeficiente de asimetría de la submuestra bootstrap b. Por último, si se asume que la distribución empírica representa la verdadera distribución de rentabilidades y asumiendo que las rentabilidades están serialmente incorrelacionadas, ordenando esta muestra bootstrap de estadísticos, $\{t_{a,b}:b=1,2,...B\}$, se pueden obtener los p-valores del estadístico t_a original. Esta metodología ha sido aplicada utilizando B=10.000 repeticiones y submuestras bootstrap de tamaño $\eta=\Gamma$.

No obstante, este procedimiento *bootstrap* estándar sólo es válido para datos independientes, y las series de rentabilidades acumuladas obtenidas a partir del primer enfoque, ecuación [7], al estar solapadas, presentan un problema de autocorrelación. Para resolver este inconveniente, en lugar de aplicar a estas series el *bootstrap* común, se ha empleado el *bootstrap* de bloques móviles (Efron y Tibshirani, 1993). Dado que la autocorrelación inducida por construcción en la serie de rentabilidades acumuladas hasta el mes T posterior a la fecha de formación es de orden (T-1), se toman bloques de longitud T.

Los p-valores obtenidos con el procedimiento GMM y *bootstrap* se muestran en la tercera y cuarta fila de cada panel para la Tabla 3, y en la tercera y cuarta columna de cada panel para la Tabla 4. Como se puede observar, los resultados previamente obtenidos son ampliamente robustos a estos nuevos contrastes.

En los siguientes apartados nos dedicaremos a analizar en profundidad los beneficios de la estrategia PAD. Para ello nos basaremos en la serie de rentabilidades mensuales obtenida con el segundo enfoque empleado, ecuación [8]. Además, con la finalidad de simplificar la presentación de los resultados se opta por analizar únicamente

un periodo de mantenimiento de 6 meses¹⁷. Dado que, en términos generales no se cumple el supuesto de normalidad, todos los contrastes serán realizados utilizando el procedimiento GMM. Adicionalmente, nos centraremos en las dos medidas de sorpresa que han demostrado tener poder explicativo en las rentabilidades: *UE* y *REV*.

4 RELACIÓN ENTRE LAS MEDIDAS DE SORPRESA: UE VERSUS REV.

Antes de pasar a analizar en el siguiente apartado cuál es el origen de los beneficios detectados para la estrategia PAD cuando se emplean las medidas de sorpresa *UE* y *REV*, en esta sección se examina si ambas medidas tienen poder explicativo marginal o si por el contrario una de ellas subsume a la otra.

Para ello, siguiendo a Liu *et al.* (2003), se ha seguido un procedimiento de construcción de carteras por doble criterio. En primer lugar, se identifican nueve carteras, en cada fecha de formación, que resultan de la interacción de tres carteras formadas con la medida *UE* - C1^{*UE*}, C2^{*UE*} y C3^{*UE*} - y de tres carteras construidas de acuerdo con la variable *REV* - C1^{*REV*}, C2^{*REV*} y C3^{*REV*}. Así, por ejemplo, la cartera [C1^{*UE*}; C1^{*REV*}] estará formada por los títulos que cumplen simultáneamente que han tenido una sorpresa desfavorable tanto utilizando la medida *UE* como *REV*. Finalmente se construyen dos estrategias PAD, una en base a *UE* y otra en base a *REV*, donde se controla por la influencia de la otra medida de sorpresa de la siguiente manera:

$$PAD_{ue}^{cr,REV} = \frac{[C3^{UE};C1^{REV}] + [C3^{UE};C2^{REV}] + [C3^{UE};C3^{REV}]}{3} - \frac{[C1^{UE};C1^{REV}] + [C1^{UE};C2^{REV}] + [C1^{UE};C3^{REV}]}{3}$$
(12)

$$PAD_{REV}^{ctr,UE} = \frac{[C3^{REV}; C1^{UE}] + [C3^{REV}; C2^{UE}] + [C3^{REV}; C3^{UE}]}{3} - \frac{[C1^{REV}; C1^{UE}] + [C1^{REV}; C2^{UE}] + [C1^{REV}; C3^{UE}]}{3}$$
(13)

Actuando de esta manera, se puede comprobar cuál es el grado de influencia que tienen entre sí las dos medidas de sorpresa analizadas. Concretamente, si la estrategia $PAD_{UE}^{ctr,UE}$ ($PAD_{REV}^{ctr,UE}$) no proporciona rentabilidades significativas se debe concluir que la variable UE (REV) carece de poder explicativo una vez se ha controlado por la variable

_

¹⁷ Dische (2002) y Liu, Strong y Xu (2003), entre otros, también optan por el mismo periodo de mantenimiento.

REV (*UE*). Adicionalmente también se construye una estrategia de inversión mixta donde se apuesta simultáneamente por ambas medidas:

$$PAD_{[UE\&REV]} = [C3^{EU}; C3^{REV}] - [C1^{UE}; C1^{REV}]$$
 (14)

En la Tabla 5 se presenta la rentabilidad media para cada una de las estrategias planteadas. Por una parte, se puede observar como, aunque la magnitud y p-valores de las rentabilidades de las estrategias $PAD_{UE}^{ctr.REV}$ y $PAD_{REV}^{ctr.UE}$ se reduce, éstas siguen siendo significativamente positivas. Además, la rentabilidad de la estrategia $PAD_{[UE\&REV]}$ es mayor que la proporcionada por ambas estrategias por separado. Estos resultados apuntarían a que ambas medidas de sorpresa en los resultados, aunque relacionadas, tienen poder explicativo adicional una respecto a la otra.

 ${\bf TABLA~5}$ Relación entre las dos medidas de sorpresa: UE~versus~REV

Rentabilidad media [\overline{R}] de las distintas las estrategias PAD construidas en base a una de las medidas, UE o REV, y ortogonalizando respecto de la otra, así como de la estrategia mixta PAD[UE & REV]. Periodo de mantenimiento de 6 meses. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

	$PAD_{\scriptscriptstyle UE}^{\scriptscriptstyle ctr.REV}$	$PAD_{\scriptscriptstyle REV}^{\scriptscriptstyle ctr.UE}$	PAD [UE & REV]
<u></u>	0.56	0.35	0.8720
<i>R</i> %	[0.044]	[0.025]	[0.004]

5 ANALISIS DEL ORIGEN DE LOS BENEFICIOS DE LA ESTRATEGIA PAD

El objetivo de este apartado es contrastar donde puede estar el origen de los beneficios proporcionados por la estrategia PAD detectados previamente. Para ello, se han realizado diversos ajustes con el fin de comprobar si estos beneficios no son más que una compensación por el riesgo de mercado soportado o son simplemente el reflejo de los conocidos efectos tamaño, ratio BM y momentum. Finalmente, se consideran ajustes que condicionan al momento económico.

5.1 BENEFICIOS DEL PAD Y EL CAPM

Inicialmente, se elige como modelo de valoración el CAPM con la finalidad de estudiar si la relación rentabilidad-riesgo propuesta por éste es capaz de explicar el patrón observado en las series de rentabilidades mensuales obtenidas. En particular, se ajusta la versión ex-post del CAPM a las rentabilidades mensuales de calendario de cada cartera,

$$\left\{ (R_{c,t} - r_t) = \alpha_c + \beta_c (R_{M,t} - r_t) + \varepsilon_t, \ t = 01/94, 02/94, \dots, 12/03 \right\} \qquad \begin{array}{c} c = 1(L), 2, 3(H) \\ PAD = (H - L) \end{array}$$
(15)

donde r_t es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes de calendario t, $R_{M,t}$ es la rentabilidad de mercado en el mes t de una cartera ponderada por capitalización, β_c mide el riesgo sistemático soportado por la cartera c, y α_c es el alfa de Jensen que representa a la rentabilidad anormal. En este esquema, si el riesgo sistemático determina totalmente a la rentabilidad tiene que cumplirse que $\alpha_c = 0$. Así, un valor de $\alpha_c \neq 0$ pone de manifiesto la presencia de una rentabilidad anormal que, por tanto, no estaría explicada por el modelo.

Los resultados de este análisis aparecen en la Tabla 6. En la misma se presenta la rentabilidad media, el alfa de Jensen, el beta, el coeficiente de determinación ajustado así como los correspondientes p-valores, para cada una de las estrategias analizadas. En el panel A se muestran los resultados para la medida de sorpresa UE y el panel B los correspondientes a REV.

TABLA 6

Ajuste por CAPM de las carteras construidas por sorpresas de resultados y de la estrategia PAD.

Rentabilidad media (\overline{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β) y coeficiente de determinación ajustado (R_{aj}^2) de las distintas carteras, así como de la estrategia PAD resultante de comprar la cartera de sorpresas favorables y vender en descubierto la cartera de sorpresas desfavorables. Periodo de mantenimiento de 6 meses. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado

carteras, así como de la estrategia PAD resultante de comprar la cartera de sorpresas favorables y vender en descubierto la cartera de sorpresas desfavorables. Periodo de mantenimiento de 6 meses. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{C1} = \alpha_{C2} = \alpha_{C3} = 0$; $H_0: \beta_{C1} = \beta_{C2} = \beta_{C3}$.

PANEL A: UEPANEL B: REV

		I	PANEL A:	:UE						
	C1	C2	С3	C3-C1	χ^2	C1	C2	С3	C3-C1	$\chi^{^2}$
<u></u>	1.0442	1.4354	1.6924	0.6482	8.3614	1.0189	1.2972	1.4254	0.4065	13.8164
<i>R</i> %	[0.069]	[0.006]	[0.007]	[0.006]	[0.015]	[0.071]	[0.028]	[0.010]	[0.000]	[0.001]
lpha%	0.0296	0.4823	0.6740	0.6444	9.9628	-0.0155	0.2664	0.4329	0.4485	17.9571
<i>α</i> 70	[0.908]	[0.024]	[0.055]	[0.007]	[0.019]	[0.950]	[0.309]	[0.060]	[0.000]	[0.000]
β	0.8558	0.7680	0.8612	0.0054	3.985	0.8841	0.8790	0.8243	-0.0598	4.2543
P	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.888]	[0.136]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.063]	[0.119]

En primer lugar, se observa que tanto cuando se consideran rentabilidades puras como cuando se emplean rentabilidades ajustadas por riesgo éstas son una función creciente del nivel de sorpresa para ambas medidas empleadas. Además, se rechaza la hipótesis de igualdad entre las rentabilidades alcanzadas con cada una de las diferentes carteras, por lo que se está aceptando que la sorpresa inducida por el anuncio de resultados influye en la rentabilidad media generada por los títulos en los meses posteriores al anuncio de resultados. Por otro lado, también se observa que las rentabilidades, tanto puras como ajustadas por riesgo, proporcionadas por la estrategia PAD son positivas y significativas con las dos medidas de sorpresas utilizadas.

Por lo que respecta al patrón seguido por los betas, en el caso de la medida UE, es en forma de U, de manera que las carteras con sorpresas extremas son más arriesgadas que la intermedia¹⁸, si bien no existen diferencias significativas en los niveles de riesgo entre la cartera de mejores y peores sorpresas en los resultados contables. Sin embargo, cuando las sorpresas se miden con REV detectamos que los títulos de la cartera con mejores sorpresas, donde se observa mayores rentabilidades, son menos arriesgados que los de la cartera con peores sorpresas, relación lineal negativa lejos de la relación lineal positiva predicha por el CAPM.

Consecuentemente, los resultados obtenidos en este apartado ponen de manifiesto la incapacidad del CAPM para explicar las elevadas rentabilidades proporcionadas por las dos estrategias PAD analizadas.

5.2 TENDENCIA POST-ANUNCIO Y LAS CARACTERÍSTICAS DE TAMAÑO Y BOOK-TO-MARKET.

¹⁸ Este comportamiento de los betas es coherente con la mayor probabilidad de que los títulos con sorpresas extremas en los beneficios sean títulos más volátiles.

Acabamos de comprobar como el diferencial de rentabilidad observado no parece tener su origen en las diferentes exposiciones al riesgo de mercado como propone el CAPM. Sin embargo, la literatura financiera ha puesto de manifiesto que junto con el beta de mercado, las características de tamaño (capitalización bursátil) y ratio BM tienen una gran influencia a la hora de explicar la dispersión en la sección cruzada de las rentabilidades esperadas. Concretamente, las rentabilidades medias experimentadas por los títulos tienden a disminuir (aumentar) conforme aumenta el tamaño (ratio BM). Por tanto, es posible que el patrón observado en las rentabilidades de nuestras carteras de sorpresas en resultados contables no sea más que consecuencia de que los títulos con sorpresas favorables (desfavorables) sean en promedio títulos pequeños (grandes) y de elevado (reducido) ratio BM.

Para introducir en el análisis las variables tamaño y ratio BM se hace necesario reconsiderar las muestras analizadas previamente. Esto es así, porque para que un título entre a formar parte de alguna de las carteras se le exige ahora, además, disponer del correspondiente dato de tamaño y ratio BM en al menos el primer mes del periodo de mantenimiento.

Dado que con este requisito se puede estar introduciendo un sesgo de supervivencia, en primer lugar, se replica el análisis realizado en el apartado 5.1 a la nueva base de datos restringida. Se comprueba que los resultados no difieren de los obtenidos al usar la muestra inicial, tanto cuando se emplean rentabilidades puras como rentabilidades ajustadas por CAPM¹⁹. En este sentido, se puede afirmar que los resultados son robustos a las restricciones impuestas a la muestra como consecuencia de la introducción de las características de tamaño y el ratio BM.

¹⁹ Estos resultados están disponibles para cualquier persona interesada.

TABLA 7

Características de tamaño y ratio BM, ajuste por el modelo de tres factores de Fama&French (1993) y ajuste por carteras de control de tamaño y ratio BM. Muestra restringida a la disponibilidad de datos contables. Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos Tamaño y BM. En el Panel A se muestran las correspondientes características de Tamaño y BM de las distintas carteras, así como de la estrategia PAD. En el Panel B se presentan los resultados de ajustar el modelo de tres factores de Fama-French. En el panel C se muestra las rentabilidades medias ajustadas por carteras de control por tamaño y BM. Periodo de mantenimiento de 6 meses. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{c1} = \alpha_{c2} = \alpha_{c3} = 0$; $H_0: \beta_{c1} = \beta_{c2} = \beta_{c3}$.

			UE					REV		
	C1	C2	C3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$	C1	C2	C3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$
PANEL A: Ca	racterísticas d	le Tamaño	y ratio B	M						
Tam.	2068.86	3301.73	2215.02	146.16 [0.663]	21.259 [0.000]	1423.31	4273.96	2316.24	892.93 [0.000]	119.410 [0.000]
BTM	0.6848	0.7136	0.4594	-0.2255 [0.004]	9.9164 [0.007]	0.6414	0.6220	0.6024	-0.0390 [0.110]	3.6445 [0.162]
PANEL B: Mo	odelo de tres f	actores de	Fama y F	rench						
$\alpha\%$	-0.0466 [0.818]	0.3904 [0.041]	0.5463 [0.058]	0.5930 [0.026]	5.8375 [0.054]	-0.1489 [0.536]	0.1240 [0.539]	0.3893 [0.054]	0.5382 [0.000]	14.7508 [0.001]
β	0.8649 [0.000]	0.7969 [0.000]	0.8998 [0.000]	0.0349 [0.368]	4.1191 [0.127]	0.8985 [0.000]	0.8820 [0.000]	0.8612 [0.000]	-0.0374 [0.245]	1.5542 [0.460]
S	0.6101 [0.000]	0.2243 [0.001]	0.6517 [0.000]	0.0416 [0.714]	17.495 [0.000]	0.4772 [0.000]	0.4978 [0.000]	0.3730 [0.000]	-0.1041 [0.128]	2.8805 [0.237]
h	0.2752 [0.001]	0.0351 [0.530]	0.2112 [0.029]	-0.0640 [0.453]	10.687 [0.005]	0.2092 [0.009]	0.2171 [0.001]	0.1206 [0.179]	-0.0886 [0.246]	2.0859 [0.352]
$R_{aj.}^2$	0.8176	0.8141	0.7629			0.8163	0.8525	0.8241		
PANEL C: Ca	rteras de Con	trol por T	amaño y r	atio BM						
	-0.2086	0.1482	0.3333	0.5418	8.5457	-0.2228	-0.0033	0.1935	0.4163	15.65346
	[0.066]	[0.099]	[0.007]	[0.008]	[0.014]	[0.027]	[0.971]	[0.006]	[0.000]	0.0004

Descartado un posible sesgo de supervivencia, se han examinado las características de tamaño y ratio BM de las diferentes carteras. Los resultados de este análisis aparecen en el panel A de la Tabla 7. Se observa que cuando se utiliza la medida *UE* las carteras de sorpresas favorables, C3, tienen un menor ratio BM que las carteras de sorpresas desfavorables, C1, siendo su tamaño similar. Mientras que cuando se utiliza la medida

REV las carteras con sorpresas favorables exhiben mayores niveles de tamaño que las carteras con sorpresas desfavorables, siendo su ratio BM similar.

A la vista de la evidencia detectada, las características de tamaño y ratio BM presentadas por las carteras de sorpresas extremas, o bien no son relevantes, o de serlo, lo son en sentido opuesto al que cabría esperar en el caso de que el fenómeno PAD fuese simplemente un reflejo de los conocidos efecto tamaño y efecto book-to-market. Estos resultados, similares a los obtenidos por Liu *et al.* (2003), dificultan aún más la comprensión de dicho fenómeno.

5.3 MODELO DE TRES FACTORES DE FAMA Y FRENCH (1993)

Hasta aquí se ha comprobado que ni el beta de mercado del CAPM ni las características de tamaño y ratio BM por separado son capaces de explicar los beneficios de la estrategia PAD. En este apartado se pretende estudiar que ocurre cuando estas tres variables son consideradas conjuntamente a través del modelo de tres factores de Fama y French (1993). La utilización de dicho modelo se justifica además por el hecho de que éste ha sido capaz de explicar muchas de las "anomalías" identificadas en la literatura financiera. Este modelo añade a la especificación tradicional del CAPM dos factores adicionales,

$$E(R_i) = r + \beta_i [E(R_M) - r] + s_i E(SMB) + h_i E(HML)$$
 (16)

donde SMB es el diferencial de rentabilidad entre carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño, y HML es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de mayor y menor ratio BM.

El procedimiento seguido para calcular los factores SMB y HML ha sido el habitual. Al final de diciembre de cada año se ordenan los títulos por tamaño, formándose seguidamente dos carteras con el mismo número de títulos: pequeña (S) y grande (B). En el mismo momento, y de forma independiente, se ordenan los títulos disponibles en función de su ratio BM y se dividen en tres carteras con un mismo número de títulos: alto (H), medio (M) y bajo (L) ratio BM. A continuación, se identifican aquellos títulos que pertenecen simultáneamente a una determinada categoría de tamaño y de ratio BM, obteniéndose un total de seis carteras: SH, SM, SL, BH, BM y BL. Así, por ejemplo, la cartera SH recoge los títulos que pertenecen simultáneamente a la cartera de tamaño

pequeño (S) y ratio BM alto (H). Una vez identificada la composición de estas seis carteras, se calcula su rentabilidad en cada uno de los doce meses del siguiente año como una media equiponderada de la rentabilidad de los títulos que las componen. El procedimiento de identificación de títulos y cálculo de rentabilidades se repite anualmente en la forma indicada.

El factor SMB se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad media de las carteras con pequeño tamaño (SH, SM, SL) y la de las carteras de tamaño grande (BH, BM, BL). Por otro lado, HML se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad media de las carteras con alto ratio BM (SH, BH) y la de las carteras con bajo BM (SL, BL). Este procedimiento nos garantiza que los factores definidos son ortogonales entre sí.

En el panel B de la Tabla 7 se muestran los resultados obtenidos al aplicar la versión ex-post del modelo de tres factores de Fama-French (1993) a la serie de rentabilidades mensuales de calendario:

$$\begin{cases}
(R_{c,t} - r_t) = \alpha_c + \beta_c (R_{M,t} - r_t) + s_c SMB_t + h_c HML_t + \varepsilon_t, & t = 01/94, 02/94, \dots, 12/03 \\
c = 1(L), 2, 3(H) \quad y \quad PAD = (H - L)
\end{cases}$$
(17)

Se puede observar como en ningún caso los dos nuevos factores presentan coeficientes significativos, no sufriendo las alfas ningún cambio relevante respecto al obtenido en el CAPM. Por consiguiente, el uso del modelo de Fama y French (1993) tampoco sería capaz de explicar la rentabilidad anormal proporcionada por la estrategia PAD²⁰.

5.4 CARTERAS DE CONTROL POR TAMAÑO Y RATIO BM

Acabamos de comprobar como los beneficios de la estrategia PAD tampoco desaparecen cuando se ajusta el modelo de tres factores de Fama y French (1993). No obstante, Lyon, Barber y Tsai (1999) demuestran que un procedimiento alternativo consistente en calcular las rentabilidades mensuales de calendario ajustadas por carteras de control de tamaño y ratio BM proporciona contrastes más conservadores. Dicho procedimiento presenta algunas ventajas con respecto al modelo de tres factores de Fama y French, ya que no impone linealidad en los tres factores y permite la existencia de

²⁰ Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Chan *et al.* (1996) y Liu *et al.* (2003) para el mercado norteamericano y del Reino Unido respectivamente.

interacción entre los mismos. Además, Mitchell y Stafford (2000) sugieren que la regresión del modelo de Fama y French asume que las sensibilidades a los factores son constantes a lo largo del tiempo, en nuestro caso 120 meses, lo cual parece bastante improbable dado que la composición de la cartera cambia cada mes. Por otro lado, Daniel y Titman (1997) encuentran que las características captan mejor la variación en sección cruzada de las rentabilidades medias que las sensibilidades a los factores.

Teniendo en cuenta esta evidencia, en este apartado se analizan los beneficios de la estrategia PAD utilizando el procedimiento de carteras de control. Al inicio de cada mes t, se han construido nueve carteras de control, resultado de la intersección de tres carteras equiponderadas construidas por tamaño y tres por ratio BM del mes previo (t-1), utilizando los percentiles 1/3 y 2/3, y se han calculado sus rentabilidades en el mes t. A continuación, a la rentabilidad de cada título en un determinado mes t se le ha sustraído la rentabilidad de la cartera de control a la cual pertenece el título ese mes en cuestión²¹. La estrategia PAD se construye de igual modo pero ahora el comportamiento de la misma en el periodo de mantenimiento es analizado con las nuevas rentabilidades ajustadas.

En el panel C de la Tabla 7 se presentan las medias de dichas rentabilidades ajustadas por carteras de control para cada una de las estrategias de sorpresa analizadas. Se observa como, aunque los beneficios proporcionados por la estrategia PAD disminuyen en relación a los obtenidos con el modelo de Fama y French (panel B), éstos siguen siendo altamente significativos. Por tanto, estos resultados confirman que posibles factores de riesgo vinculados con las características de tamaño y BM no parecen ser capaces de explicar las altas rentabilidades de la estrategia PAD.

5.5 PAD VERSUS MOMENTUM

rentabilidades es el efecto momentum – Jegadeesh y Titman (1993). Éste consiste en que los títulos ganadores (aquellos que mayor rentabilidad han proporcionado en los 3-12 meses previos) siguen batiendo a los títulos perdedores (aquellos que menor rentabilidad han proporcionado) en los siguientes 3-12 meses. Como es de esperar que los títulos

Junto con el PAD, otro importante fenómeno detectado en el comportamiento de las

²¹ La composición de las carteras de control es actualizada al inicio de cada mes y no se impone que permanezca constante a lo largo del período de mantenimiento sino que puede variar su composición. Este procedimiento es similar al utilizado por Nagel (2001), Lee y Swaminathan (2000) y Moskowitz y Grinblatt (1999) en el análisis del efecto momentum.

seleccionados como ganadores lleven asociados noticias favorables recientes (y noticias desfavorables los títulos perdedores), y dado que los anuncios de los resultados suponen la información empresarial divulgada de forma regular más importante, es de suponer que exista una relación entre el fenómeno momentum y el PAD.²²

Por lo que se refiere a la evidencia sobre momentum en el mercado español, Forner y Marhuenda (2003b) obtienen que, si bien su presencia ha sido muy robusta con anterioridad a 1990, dicho fenómeno parece haberse debilitado considerablemente en la década de los noventa. Por lo tanto es de esperar que en nuestro periodo de análisis (1994-2003) no se observe efecto momentum. De hecho, obtenemos que para nuestra muestra, la estrategia de momentum consistente en comprar (vender) al inicio de cada mes el 30% de títulos que mayor (menor) rentabilidad han experimentado en los meses -7, ..., -2 y mantenerlos durante los siguientes seis meses (1, ..., 6)²³, proporciona una rentabilidad media de 0.3397 con un p-valor de 0.285 y un alfa de Jensen del 0.4415 con un p-valor de 0.169.

No obstante, pese a la debilidad del efecto momentum en nuestro periodo de estudio, parece que puede ser interesante analizar la relación existente entre éste y el fenómeno PAD aquí estudiado. Para ello, en primer lugar se ha procedido a ajustar las rentabilidades de la estrategia PAD añadiendo al modelo de Fama y French (1993) un cuarto factor de momentum igual a la rentabilidad de la estrategia de momentum previamente descrita²⁴:

$$(R_{c,t} - r_t) = \alpha_c + \beta_c (R_{M,t} - r_t) + s_c SMB_t + h_c HML_t + m_c MOM \varepsilon_t,$$

$$c = 1(L), 2, 3(H) \quad y \quad PAD = (H - L)$$
(18)

Los resultados de esta regresión se muestran en la Tabla 8. Se observa, como era previsible, que para ambas medidas de sorpresa *UE* y *REV*, la estrategia PAD presenta una sensibilidad positiva y significativa al factor de momentum. Sin embargo, únicamente

²³ Suele ser habitual saltar un mes entre le periodo de formación (-7, ...,-2) y el de mantenimiento (1, ..., 6) con objeto de salvar posibles efectos relacionados con la microestructura del mercado.

²² La relación entre los fenómenos momentum y PAD ha sido estudiada por Chan *et al.* (1996) y Liu, Strong y Xu (2004) para el mercado norteamericano y del Reino Unido respectivamente.

²⁴ Ésta es la estrategia de momentum más comúnmente estudiada – véase Forner y Marhuenda (2003) para el mercado español. No obstante, el primer trabajo en incluir dicho factor – Carhart (1997) – clasifica los títulos ganadores y perdedores en función de la rentabilidad experimentada en los meses -12, ..., -2 y manteniéndolos tan sólo un mes. Los resultados obtenidos construyendo el factor de esta manera son muy similares y están a disposición de todas las personas interesadas.

cuando la sorpresa en resultados es medida mediante *UE*, este modelo es capaz de explicar las rentabilidades experimentadas por la estrategia PAD. Así, para la medida de sorpresa *REV*, la estrategia PAD sigue proporcionando una rentabilidad anormal significativamente positiva después de ajustar este modelo de cuatro factores.

TABLA 8

Modelo de tres factores de Fama&French (1993) con un cuarto factor de *momentum*.

Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos tamaño y ratio BM. Rentabilidad media (\overline{R}), alfa de Jensen (α), beta de mercado (β), los coeficientes asociados a los factores SMB (s), HML (h) y factor de momentum (m) y el coeficiente de determinación ajustado ($R_{q_i}^2$) de la serie de rentabilidades en tiempo de calendario de las distintas estrategias. Periodo de mantenimiento de 6 meses. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{c1} = \alpha_{c2} = \alpha_{c3} = 0; \quad H_0: \beta_{c1} = \beta_{c2} = \beta_{c3}$.

			UE					REV		
	C1	C2	С3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$	C1	C2	С3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$
~.0/	0.0284	0.2821	0.4782	0.4498	2.6390	-0.0401	0.0832	0.3156	0.3558	8.8988
$\alpha\%$	[0.889]	[0.170]	[0.117]	[0.114]	[0.267]	[0.863]	[0.704]	[0.134]	[0.004]	[0.012]
R	0.8510	0.8170	0.9125	0.0615	4.0119	0.8783	0.8895	0.8748	-0.0035	0.2277
β	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.125]	[0.135]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.878]	[0.892]
S	0.5596	0.2971	0.6975	0.1379	9.8993	0.4040	0.5253	0.4225	0.0185	4.0099
S	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.147]	[0.007]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.724]	[0.135]
I _a	0.2387	0.0878	0.2444	0.0057	3.7387	0.1562	0.2369	0.1565	0.0002	3.7255
h	[0.006]	[0.175]	[0.018]	[0.944]	[0.154]	[0.053]	[0.001]	[0.076]	[0.997]	[0.155]
	-0.1112	0.1604	0.1010	0.2122	17.3597	-0.1612	0.0604	0.1091	0.2704	45.0068
m	[0.069]	[0.027]	[0.234]	[0.011]	[0.000]	[0.017]	[0.360]	[0.049]	[0.000]	[0.000]
R^2	0.8206	0.8254	0.7642			0.8243	0.8526	0.8276		

Para profundizar más en la relación existente entre estos dos fenómenos, se ha seguido un procedimiento de construcción de carteras por doble criterio similar al del apartado 4, pero esta vez clasificando por sorpresas en los resultados contables más recientes y por la rentabilidad experimentada en los meses -7, ..., -2. En particular, al inicio de cada mes (fecha de formación) se construyen tres carteras con el mismo número de títulos en función de la sorpresa en los resultados – C1, C2 y C3 – y simultánea e independientemente se construyen otras tres carteras empleando las rentabilidades pasadas – PR1, PR2 y PR3 – esta vez utilizando los percentiles del 30 y del 70%. De la intersección de las 3 carteras construidas por cada uno de los criterios resultan 9 carteras que se

mantienen durante los 6 meses posteriores a la fecha de formación. Así, por ejemplo, la cartera [C1;PR1] estará formada por los títulos que cumplen simultáneamente que han sido perdedores y han tenido una sorpresa en resultados desfavorable. Finalmente se construye una estrategia PAD ortogonal al efecto momentum de la siguiente manera:

$$PAD^{ctr.Mom} = \frac{[C3; PR1] + [C3; PR2] + [C3; PR3]}{3} - \frac{[C1; PR1] + [C1; PR2] + [C1; PR3]}{3}$$
(19)

Si dicha estrategia no proporciona rentabilidades significativas significaría que el fenómeno PAD es explicado por el efecto momentum. Adicionalmente también se construye una estrategia de inversión mixta donde se apuesta simultáneamente por ambos fenómenos:

$$PAD \& MOM = [C3; PR3] - [C1; PR1]$$
 (20)

En la Tabla 9 se presentan, para ambas medidas de sorpresa en los resultados *UE* y *REV*, la rentabilidad media y el alfa de Jensen de las dos estrategias propuestas previamente. Por una parte, se puede observar como, aunque la magnitud y p-valores de las rentabilidades de la estrategia *PAD*^{err,Morm} se reduce, éstas siguen siendo significativamente positivas. A diferencia de los resultados obtenidos con el análisis previo para la medida de sorpresa *UE*, estos nuevos resultados apuntarían a que el fenómeno PAD, aunque relacionado, tiene poder explicativo adicional al efecto momentum. Por otra aparte, la rentabilidad de la estrategia *PAD*&*MOM* es mayor que la proporcionada por ambas estrategias por separado, lo cual de nuevo sugiere que ambos fenómenos tienen poder explicativo adicional respecto al otro. No obstante, si bien la rentabilidad de la estrategia *PAD*&*MOM* es significativa, lo es menos que la rentabilidad proporcionada por la estrategia PAD. No obstante, esto último no parece ser más que la consecuencia lógica de una peor diversificación de la estrategia *PAD*&*MOM* .

TABLA 9

PAD versus Momentum

Rentabilidad media (\overline{R}) y Alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM a las rentabilidades de la estrategia PAD controlando por momentum [$PAD^{ctr.Mom}$], así como de la estrategia mixta PAD & MOM. Periodo de mantenimiento de 6 meses. Entre corchetes se muestran los p-valores. Estimación por GMM.

		UE	REV
$PAD^{{\scriptscriptstyle ctr.Mom}}$	$\overline{R}\%$	0.5264 [0.042]	0.3019 [0.024]
raD	α %	0.4972 [0.052]	0.3046 [0.022]
PAD & MOM	$\overline{R}\%$	0.9720 [0.029]	0.7815 [0.052]
FAD & MOM	α %	1.0297 [0.022]	0.8980 [0.034]

5.6 MODELOS CONDICIONALES

Con la evidencia detectada en las secciones previas, se ha puesto de manifiesto la dificultad de explicar la persistencia en los precios de los títulos en un periodo de 6 meses subsiguiente al anuncio de los resultados. Ahora bien, es importante tener en cuenta que en todo momento, hasta ahora, nos hemos basado en una versión incondicional de los modelos de valoración de activos utilizados.

Así, siguiendo la línea reciente en la literatura financiera sobre valoración de activos, en este apartado aplicamos una versión condicional de los dos modelos de valoración previamente contemplados (el CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French) que incluye la información del momento económico. Con dichos modelos permitiremos que los riesgos, y por tanto los rendimientos esperados, varíen en el tiempo dependiendo de la información disponible en cada momento. Siguiendo a Ferson y Harvey (1999), la incorporación de dicho dinamismo se ha efectuado utilizando la metodología de modelos escalados presentada por Cochrane (1996)²⁵. La regresión a realizar tiene la siguiente expresión para el caso del modelo de tres factores de Fama y French (1993):

-

²⁵ La literatura empírica está demostrando el buen comportamiento de los modelos así condicionados cuando se eligen variables de estado que efectivamente predicen ciclos económicos [Lettau y Ludvigson, (2001) y Hodrick y Zhang, (2001), para el mercado americano, y Nieto y Rodríguez (2005), para el mercado español].

$$R_{D,t} - r_{t} = \left(\alpha_{0,D} + \alpha'_{1,D} Z_{t-1}\right) + \left(\beta'_{0,D} + Z'_{t-1} \beta_{1,D}\right) \begin{pmatrix} (R_{M,t} - r_{t}) \\ SMB_{t} \\ HML_{t} \end{pmatrix} + \varepsilon_{D,t}$$
(21)

donde Z es un vector $L \times 1$ de variables estado que contienen información sobre el estado de la economía, reflejando las expectativas de los inversores sobre los rendimientos y $\alpha_{0,D}$, $\alpha_{1,D}$, $\beta_{0,D}$ y $\beta_{1,D}$ son los parámetros del modelo. $\alpha_{0,D}$ es un escalar, $\alpha_{1,D}$ es $L \times 1$, $\beta_{0,D}$ es 3×1 y $\beta_{1,D}$ es $L \times 3$.

Como variable estado se ha utilizado el ratio BM agregado, calculado como la media en sección cruzada de los ratios individuales. En este sentido, Nieto y Rodríguez (2002) ponen de manifiesto la relativa capacidad de dicha variable en la predicción de rendimientos. Además, Nieto (2004) muestra que los modelos condicionales presentan un mejor comportamiento que los modelos estáticos utilizando como variable predictora de los cambios en el conjunto de información de la economía el ratio BM agregado.

Los resultados obtenidos con este enfoque condicional se muestran en la Tabla 10^{26} . Observamos como, tanto cuando se utiliza la medida de sorpresa UE como cuando se emplea REV, ninguna de las tres carteras construidas proporciona rentabilidades anormales significativamente distintas de cero, aceptándose además el contraste Chicuadrado de igualdad conjunta a cero (última columna de cada panel). Y lo más importante de todo, la estrategia PAD deja de proporcionar rentabilidades significativamente positivas. Este resultado es especialmente relevante, ya que indica que cuando en el modelo de valoración condicionamos al momento económico, una de las anomalías de mercado más robustas de la literatura financiera parece desaparecer, al menos en el mercado español.

²⁶ El índice de condicionamiento de Belsley et al. (1980) [Greene (1999)] es de 10.296 para el CAPM condicional y de 13.297 para el modelos de tres factores de Fama y French. Según Besley at al. (1980) sólo valores superiores a 20 son indicio de posibles problemas de multicolinealidad.

TABLA 10 Versión condicional del CAPM y del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

Coeficientes resultantes de ajustar la versión condicional del CAPM y del modelo de tres factores de Fama y French (1993) a la serie de rentabilidades de las distintas carteras, así como de la estrategia PAD resultante de comprar la cartera con sorpresas en resultados favorables (C3) y vender en descubierto la de sorpresas desfavorables (C1). Como variable estado se ha utilizado el ratio BM agregado. En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: \alpha_{c1} = \alpha_{c2} = \alpha_{c3} = 0; \quad H_0: \beta_{c1} = \beta_{c2} = \beta_{c3}$. Periodo de mantenimiento de 6 meses. Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos tamaño y ratio BM.

			UE						REV		
	C1	C2	С3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$	-	C1	C2	С3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$
PANEL A: CAP	PM										
2.0/	0.1957	-1.0596	-0.0986	-0.2942	1.2393		0.4699	-0.4111	-0.0325	-0.5024	1.0940
lpha%	[0.881]	[0.111]	[0.955]	[0.801]	[0.538]		[0.673]	[0.696]	[0.980]	[0.448]	[0.579]
β	0.4441	0.9283	0.4129	-0.0312	2.8151		0.4856	0.6107	0.4639	-0.0217	3.0179
ρ	[0.002]	[0.000]	[0.089]	[0.860]	[0.245]		[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.871]	[0.221]
PM	-0.0027	0.0219	0.0092	0.0119	35.6280		-0.0088	0.0086	0.0055	0.0142	2.3948
$BM_{agr.}$	[0.881]	[0.029]	[0.700]	[0.455]	[0.000]		[0.579]	[0.544]	[0.758]	[0.129]	[0.302]
$R \times PM$	0.6181	-0.2150	0.6892	0.0710	36.5080		0.6093	0.3890	0.5637	-0.0456	2.8036
$\beta \times BM_{agr.}$	[0.009]	[0.332]	[0.045]	[0.778]	[0.000]		[0.002]	[0.097]	[0.012]	[0.820]	[0.246]
R^{2}	0.7292	0.8009	0.6819				0.7681	0.7885	0.7982		
PANEL A: Mod	lelo de tres f	actores de	Fama y F1	ench (1993	3)						
0/	0.2640	-0.9215	-0.4244	-0.6883	1.7027		0.1643	-0.4379	-0.1062	-0.2705	0.6175
$\alpha\%$	[0.778]	[0.081]	[0.644]	[0.518]	[0.427]		[0.840]	[0.451]	[0.891]	[0.725]	[0.734]
R	0.6903	1.0927	0.5955	-0.0947	3.0168		0.6057	0.8359	0.5967	-0.0090	4.6361
β	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.647]	[0.221]		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.942]	[0.099]
S	0.5814	0.3282	0.9875	0.4062	6.4654		0.7865	0.7345	0.4964	-0.2901	2.1133
S	[0.011]	[0.091]	[0.003]	[0.227]	[0.040]		[0.002]	[0.000]	[0.030]	[0.069]	[0.348]
h	0.0748	-0.3478	-0.1077	-0.1824	3.9308		0.0073	-0.2282	-0.1453	-0.1525	2.0808
n	[0.708]	[0.024]	[0.717]	[0.615]	[0.140]		[0.967]	[0.100]	[0.671]	[0.702]	[0.353]
p_M	-0.0052	0.0200	0.0128	0.0180	10.9356		-0.0058	0.0078	0.0062	0.0119	4.2269
$BM_{_{agr.}}$	[0.704]	[0.018]	[0.330]	[0.233]	[0.004]		[0.636]	[0.365]	[0.582]	[0.274]	[0.121]
$\beta \times BM_{agr.}$	0.2511	-0.4552	0.4279	0.1768	15.9084		0.4312	0.0525	0.3727	-0.0585	5.8198
$\rho \wedge \mathbf{D}_{i}\mathbf{v}_{agr.}$	[0.306]	[0.096]	[0.069]	[0.561]	[0.000]		[0.015]	[0.764]	[0.095]	[0.754]	[0.055]
$S \times BM_{agr.}$	0.0078	-0.1323	-0.5254	-0.5332	1.1561		-0.4764	-0.3607	-0.2210	0.2554	0.9744
S ~ DIVI agr.	[0.980]	[0.675]	[0.224]	[0.296]	[0.561]		[0.143]	[0.101]	[0.465]	[0.371]	[0.614]
$h \times BM_{agr.}$	0.2370	0.5258	0.3615	0.1244	1.4644		0.2274	0.5673	0.3010	0.0737	2.5057
II \ DIVI agr.	[0.422]	[0.021]	[0.319]	[0.796]	[0.481]		[0.367]	[0.002]	[0.449]	[0.876]	[0.286]
R^{2}	0.8160	0.8189	0.7660				0.8181	0.8532	0.8287		

Alternativamente al enfoque de modelos escalados de Cochrane (1996), también se ha replicado el estudio utilizando los modelos condicionados a la Jagannathan y Wang (1996). Para ello, en la ecuación [21] hemos omitido las interacciones entre los factores y las variables de estado, es decir, se ha impuesto $\beta_{1,D} = 0$. Finalmente, también se ha probado añadiendo como variables estado la rentabilidad por dividendos agregada, calculada como

la media en sección cruzada de los ratios individuales, y una variable que representa la estructura temporal de los tipos de interés, calculada como la diferencia entre la rentabilidad de la deuda pública a 10 años (tipo de interés a largo plazo) y la rentabilidad del activo libre de riesgo (tipo de interés a corto plazo). Los resultados obtenidos en ambos casos son similares y están a disposición de todas las personas interesadas.

6 ESTABILIDAD TEMPORAL

En este apartado se analiza la estabilidad temporal del fenómeno PAD a lo largo del periodo estudiado. Para ello, en el Gráfico 2 se ha representado la rentabilidad mensual media proporcionada por la estrategia PAD en cada uno de los años considerados. Se puede observar como, cuando se utiliza *UE* como medida de sorpresa, la tendencia post-anuncio detectada parece concentrarse especialmente en la segunda mitad del periodo. Por el contrario, cuando se utiliza *REV* como medida de sorpresa, la tendencia post-anuncio presenta una alta estabilidad a lo largo de todo el periodo, proporcionando únicamente una rentabilidad mensual media negativa en el último año analizado, 2003, y en cualquier caso, de una magnitud muy reducida (- 0.01%).

Adicionalmente, también se ha analizado la rentabilidad de la estrategia PAD para dos subperiodos de la misma duración: 1994-1998 y 1999-2003. En las primeras cuatro filas de cada panel de la Tabla 11 se muestra, para ambos subperíodos, la rentabilidad media, alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French (1993), así como las rentabilidades ajustadas por carteras de control de tamaño y ratio book-to-market. Se observa como, cuando utilizamos la sorpresa *UE*, la estrategia PAD únicamente proporciona rentabilidades significativamente positivas (tanto brutas como ajustadas por riesgo) en el segundo subperiodo, mientras que cuando se utiliza la medida de sorpresa *REV* la estrategia PAD es rentable (incluso después de ajustar por riesgo) en ambos subperiodos. No obstante, también se observa como en el segundo subperiodo el fenómeno PAD es más fuerte cuando utilizamos la medida de sorpresa *UE*. Estos resultados confirman lo obtenido en la Gráfica 2.

No obstante, y al igual que lo observado para el periodo completo, cuando se aplica una versión condicional de los dos modelos de valoración considerados (dos últimas filas de cada panel de la Tabla 11) los beneficios de la estrategia PAD desaparecen en ambos subperiodos. Por tanto, estos resultados parecen confirmar la importancia de condicionar, a las circunstancias económicas de cada momento, el modelo de valoración empleado a la hora de tratar de explicar esta de anomalía de mercado.

TABLA 11 Estabilidad temporal: Estudio por subperíodos.

Resultados para la muestra restringida a la disponibilidad de los datos Tamaño y BM. Rentabilidades medias, alfa de Jensen resultado de ajustar el CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French (1993), tanto en su versión incondicional como condicional, y rentabilidades ajustadas por carteras de control, para los subperíodos 1994-1998 y 1999-2003.

			1994-19	98			1999-2003					
	C1	C2	C3	C3-C1	$\chi^{^{2}}$	C1	C2	C 3	C3-C1	$\chi^{^2}$		
PANEL A: UE												
	2.3387	2.1089	2.6324	0.2937	1.1084	0.0086	0.6593	0.8447	0.8361	7.2639		
$\overline{R}\%$	[0.011]	[0.014]	[0.016]	[0.400]	[0.575]	[0.988]	[0.173]	[0.207]	[0.020]	[0.027]		
0/	0.3937	0.1233	0.5753	0.1816	0.9042	-0.1747	0.4499	0.6584	0.8331	7.2836		
$lpha_{\mathit{CAPM}}$ %	[0.295]	[0.350]	[0.284]	[0.605]	[0.636]	[0.636]	[0.184]	[0.183]	[0.022]	[0.026]		
ov 0/-	0.1680	0.0682	0.2940	0.1259	0.6269	-0.3666	0.4922	0.7132	1.0798	8.9552		
$lpha_{F\&F}\%$	[0.431]	[0.571]	[0.329]	[0.705]	[0.731]	[0.367]	[0.265]	[0.240]	[0.016]	[0.011]		
Carteras de	0.0706	0.1752	0.3013	0.2307	0.8436	-0.4877	0.1211	0.3653	0.8530	9.4443		
Control	[0.617]	[0.195]	[0.086]	[0.376]	0.6559	[0.002]	[0.359]	[0.055]	[800.0]	0.0089		
cond 0/	0.5144	-0.1783	1.1460	0.6316	0.5409	2.2159	1.6070	0.5646	-1.6513	0.4910		
$lpha_{\it CAPM}$ %	[0.724]	[0.706]	[0.575]	[0.635]	[0.763]	[0.425]	[0.554]	[0.853]	[0.491]	[0.782]		
cond 0/	-0.1408	-0.6146	0.0460	0.1868	0.4392	3.2616	3.3405	2.1907	-1.0708	0.2668		
$lpha_{F\&F}\%$	[0.878]	[0.077]	[0.964]	[0.866]	[0.803]	[0.319]	[0.289]	[0.555]	[0.688]	[0.875]		
				PAN	NEL B: REV	,						
$\overline{R}\%$	1.9477	2.2290	2.4278	0.4801	7.7153	0.1458	0.3983	0.5551	0.4092	4.5775		
<i>K</i> %	[0.025]	[0.019]	[0.010]	[0.009]	[0.021]	[0.830]	[0.490]	[0.321]	[0.037]	[0.101]		
0/2	0.0290	0.1908	0.4570	0.4281	7.3329	-0.0228	0.2102	0.3667	0.3895	5.4678		
$lpha_{\mathit{CAPM}}$ %	[0.930]	[0.489]	[0.235]	[0.009]	[0.026]	[0.957]	[0.587]	[0.264]	[0.027]	[0.065]		
ov 9%	-0.1635	-0.0093	0.2999	0.4634	6.8226	0.0171	0.1383	0.3910	0.3739	4.8159		
$lpha_{F\&F}\%$	[0.403]	[0.953]	[0.218]	[0.012]	[0.033]	[0.974]	[0.772]	[0.344]	[0.033]	[0.090]		
Carteras de	-0.1413	0.0645	0.2809	0.4222	7.5282	-0.3043	-0.0711	0.1060	0.4103	7.5683		
Control	[0.271]	[0.654]	[0.018]	[0.009]	[0.023]	[0.032]	[0.508]	[0.176]	[0.012]	[0.023]		
cond 0/	0.4468	0.4190	0.8768	0.4300	0.5382	3.0321	1.3106	0.7940	-2.2381	2.7454		
$lpha_{\mathit{CAPM}}$ %	[0.716]	[0.724]	[0.558]	[0.486]	[0.764]	[0.257]	[0.578]	[0.687]	[0.113]	[0.253]		
cond 0/2	-0.3127	-0.3125	0.3271	0.6398	0.6133	5.5110	2.2035	2.9360	-2.5749	9.5230		
$lpha_{F\&F}\%$	[0.662]	[0.553]	[0.730]	[0.467]	[0.736]	[0.065]	[0.456]	[0.257]	[0.066]	[0.009]		

7 ESTACIONALIDAD EN LA TENDENCIA POST-ANUNCIO

En este último apartado se analiza si el fenómeno PAD observado presenta algún patrón estacional. El resultado de este análisis se presenta en la Tabla 12, donde se muestra la rentabilidad media y el alfa de Jensen, con sus correspondientes p-valores entre corchetes, para la cartera de títulos con sorpresas favorables, desfavorables y para la estrategia PAD.

TABLA 12 Estacionalidad en las rentabilidades de la estrategia PAD.

Rentabilidad media (\overline{R}) y alfa de Jensen (α) para cada mes del año de la serie de rentabilidades de los carteras de sorpresas extremas, así como de la estrategia tendencia resultante de comprar la cartera de títulos con sorpresas favorables y vender en descubierto la carteras con sorpresas desfavorables. Periodo de mantenimiento de 6 meses En la última columna se muestra el estadístico Chi-cuadrado resultado de contrastar las hipótesis nulas: $H_0: R_{c,en} = ... = R_{c,dic}; \quad H_0: \alpha_{c,en} = ... = \alpha_{c,dic} = 0;$

=														
		Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic	χ^2
P.	ANEL	A: <i>UE</i>												
	\overline{R} %	6.193	1.097	1.792	4.216	1.863	-0.211	-0.727	-0.005	-3.349	0.228	2.858	-1.425	49.942
_		[0.023]	[0.113]	[0.430]	[0.000]	[0.155]	[0.905]	[0.559]	[0.997]	[0.049]	[0.897]	[0.023]	[0.280]	[0.000]
ວ	α%	3.185	-0.294	1.483	1.137	1.188	0.082	-0.865	1.311	-1.033	-1.925	-1.374	-2.511	68.448
		[0.017]	[0.699]	[0.246]	[0.129]	[0.223]	[0.915]	[0.207]	[0.070]	[0.111]	[0.000]	[0.014]	[0.000]	[0.000]
	\overline{R} %	6.414	4.275	2.935	4.326	2.770	0.496	-1.084	-0.324	-2.845	0.245	3.234	-0.133	44.878
8		[0.004]	[0.017]	[0.201]	[0.001]	[0.090]	[0.764]	[0.244]	[0.827]	[0.110]	[0.896]	[0.023]	[0.929]	[0.000]
\mathfrak{S}	α%	3.393	2.879	2.627	1.233	2.094	0.791	-1.221	1.002	-0.515	-1.917	-1.017	-1.223	64.944
		[0.000]	[0.002]	[0.106]	[0.173]	[0.087]	[0.432]	[0.096]	[0.188]	[0.508]	[0.002]	[0.132]	[0.069]	[0.000]
	\overline{R} %	0.221	3.178	1.143	0.110	0.907	0.706	-0.358	-0.319	0.504	0.017	0.376	1.292	22.807
C1		[0.818]	[0.015]	[0.115]	[0.901]	[0.116]	[0.315]	[0.365]	[0.384]	[0.288]	[0.976]	[0.504]	[0.088]	[0.019]
C3-C1	α%	0.208	3.173	1.144	0.096	0.906	0.710	-0.356	-0.310	0.518	0.008	0.356	1.288	28.609
		[0.830]	[0.015]	[0.117]	[0.913]	[0.116]	[0.308]	[0.375]	[0.397]	[0.286]	[0.989]	[0.534]	[0.090]	[0.005]
P.	ANEL	B: REV												
	\overline{R} %	5.205	2.495	1.447	3.272	1.832	-0.016	-1.158	-0.325	-2.950	0.201	2.937	-0.712	42.963
_	K %	[0.022]	[0.076]	[0.493]	[0.002]	[0.129]	[0.993]	[0.332]	[0.828]	[0.140]	[0.916]	[0.047]	[0.638]	[0.000]
\Box	α%	2.061	1.053	1.145	0.051	1.144	0.314	-1.281	1.084	-0.489	-2.045	-1.499	-1.836	40.627
		[0.039]	[0.201]	[0.352]	[0.936]	[0.135]	[0.644]	[0.043]	[0.120]	[0.439]	[0.001]	[0.014]	[0.000]	[0.000]
	\overline{R} %	4.747	3.276	1.272	3.810	2.104	0.316	-0.209	-0.587	-2.781	0.544	3.491	1.122	40.321
ຮ	Λ /0	[0.023]	[0.037]	[0.416]	[0.000]	[0.078]	[0.855]	[0.832]	[0.679]	[0.114]	[0.736]	[0.006]	[0.471]	[0.000]
Ö	α%	1.833	1.920	0.959	0.827	1.439	0.582	-0.357	0.667	-0.564	-1.545	-0.601	0.061	42.409
		[0.033]	[0.004]	[0.297]	[0.255]	[0.048]	[0.464]	[0.417]	[0.185]	[0.353]	[0.003]	[0.246]	[0.934]	[0.000]
	\overline{R} %	-0.458	0.781	-0.174	0.538	0.272	0.331	0.949	-0.262	0.170	0.343	0.555	1.834	19.514
C3-C1	11 /3	[0.490]	[0.254]	[0.780]	[0.386]	[0.098]	[0.362]	[0.012]	[0.214]	[0.675]	[0.527]	[0.077]	[0.001]	[0.053]
Ċ	α%	-0.228	0.867	-0.185	0.776	0.295	0.268	0.924	-0.417	-0.075	0.500	0.899	1.896	43.357
		[0.712]	[0.243]	[0.729]	[0.194]	[0.114]	[0.494]	[0.010]	[0.092]	[0.825]	[0.340]	[0.007]	[0.001]	[0.000]

Por lo que respecta a los resultados con la medida *UE*, las dos carteras extremas proporcionan mayores rentabilidades en los cinco primeros meses del año, siendo los restantes meses inferiores, incluso negativas. Además, se observa un comportamiento consistente con el efecto fin de año. Por una parte, ambas carteras extremas proporcionan rentabilidades anormales negativas significativas en el mes de diciembre, especialmente la cartera C1. Por otra parte, ambas estrategias proporcionan rentabilidades anormales significativamente positivas en el mes de enero, especialmente la cartera C3, la cual proporciona también rentabilidades positivas en el mes de febrero. No obstante, el patrón estacional observado para la estrategia PAD es diferente al seguido por las carteras de sorpresas extremas. La estrategia propuesta sólo proporciona rentabilidades significativas, tanto puras como ajustadas por riesgo, en los mes de febrero y diciembre (en este último sólo al 10%). El hecho de que en enero, donde ambas carteras extremas experimentan elevadas rentabilidades, no se observen beneficios procedentes de la estrategia PAD es debido a que dichas rentabilidades se compensan entre ellas.

Por lo que respecta a los resultados con la medida de sorpresa *REV*, también se observan rentabilidades positivas en los cinco primeros meses del año con ambas carteras extremas, tendiendo a ser negativas en los meses siguientes. Además, también se presenta un comportamiento fin de año similar al detectado con la medida *UE*. Por lo que respecta a la estrategia PAD, ésta ya no experimenta rentabilidades significativas en el mes de febrero mientras que sí que sigue proporcionando beneficios significativamente positivos en el mes de diciembre, destacando además los beneficios generados en el mes de noviembre.²⁷

²⁷ En cualquier caso, la significatividad de las rentabilidades presentadas en este apartado deben tomarse con cierta cautela dado que se está trabajando con medias calculadas con tan sólo 10 datos.

8 CONCLUSIONES

Con este trabajo se intenta contribuir a la comprensión de uno de los interrogantes, todavía pendiente de resolver, en la literatura contable-financiera empírica; esto es, ¿por qué las sorpresas en los resultados contables más recientes, información disponible públicamente, permiten predecir rentabilidades futuras? En este sentido, a lo largo del presente trabajo se ha contrastado la presencia de una tendencia en las rentabilidades con posterioridad al anuncio de resultados contables trimestrales, efectuados por una muestra de empresas cotizadas en el mercado bursátil español, para el periodo comprendido entre enero de 1994 – diciembre de 2003, usando para ello diferentes medidas de sorpresa en los resultados basadas en series de resultados contables, *UE*, precio de los títulos, *CAR*, y predicciones de consenso de los analistas, *REV*.

Los resultados obtenidos demuestran que la estrategia PAD planteada, consistente en comprar los títulos que hayan tenido sorpresas en resultados favorables y vender en descubierto aquellos con sorpresas desfavorables, proporciona rentabilidades significativamente positivas en los meses posteriores a la publicación del resultado contable cuando se utilizan las medidas de sorpresa UE y REV. Además, se observa que tanto la medida basada en cambios en los resultados contables, UE, como en cambios en las predicciones de analistas, REV, presentan un poder explicativo marginal una vez se ha controlado por la otra, no subsumiendo UE a REV, ni lo contrario. La evidencia obtenida, en la línea de la detectada en otros estudios para otros mercados bursátiles como el americano o el anglosajón, aleja la posibilidad de que dicho fenómeno no sea más que una consecuencia del data mining.

Los beneficios de la estrategia PAD son robustos a un amplio abanico de ajustes que incluyen el tradicional CAPM, el modelo de tres Factores de Fama y French (1993) y carteras de control por tamaño y ratio BM. Además, el fenómeno PAD parece subsistir a un ajuste por el efecto mometum de Jegadeesh y Titman (1993), sugiriendo que el PAD tiene poder explicativo marginal al momentum. Por otro lado, cuando se analiza la estabilidad temporal del PAD se observa que la medida *REV* tiene mayor poder explicativo en el subperido 1994-1998, mientras que en el subperiodo 1999-2003 ocurre justamente lo contrario.

No obstante, cuando enfrentamos las rentabilidades de la estrategia PAD a una versión condicional de los modelos de valoración utilizados (CAPM y modelo de tres factores de Fama y French) los beneficios de dicha estrategia desaparecen. Esto pone de relieve la gran importancia que puede tener condicionar al momento económico a la hora de tratar de explicar las presuntamente anomalías de mercado. Cuando permitimos que la consideración que los agentes realizan del riesgo y del rendimiento esperado en cada momento del tiempo dependa del ciclo económico, las altas rentabilidades proporcionadas por la estrategia PAD parecen ser simplemente la compensación justa por el nivel de riesgo soportado.

Estos resultados parecen respaldar la hipótesis de eficiencia del mercado y ponen el listón más alto para aquellas explicaciones que consideran que el fenómeno PAD tiene su origen en una infra-reacción y/o sobre-reacción de los inversores a la hora de procesar la información contenida en el anuncio de resultados contables, consecuencia de distintos sesgos psicológicos que los agentes cometen en su toma de decisiones de inversión. Dada esta evidencia observada para el mercado español, y dado que hasta lo que conocemos este tipo de modelos no ha sido utilizado previamente en la literatura sobre PAD, sería especialmente interesante para futuras investigaciones contratar si los modelos de valoración condicionales son capaces de explicar el este fenómeno en una amplía muestra de mercados que incluyan los más importantes.

APÉNDICE

TABLA A1

Rentabilidad media acumulada a lo largo de los 12 meses posteriores a la fecha de formación [CR , en %] de la estrategia PAD. Así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar [ajustados por heterocedasticidad y autocorrelación utilizando Newey-West]. UE es la diferencia entre el resultado contable trimestral actual y el del mismo trimestre del año anterior (resultado inesperado), escalado por el total de activo a principios del año para el que se anuncia el resultado; CAR mide la reacción del precio de los títulos en un intervalo de 2 días (-1,1) alrededor del anuncio de resultados; SUE es el resultado inesperado estandarizado, calculado como el cociente entre el resultado inesperado y la desviación estándar del resultado inesperado (exigiéndole al menos 8 observaciones)

Mes del Periodo Prueba												
	Mes 1	Mes 2	Mes 3	Mes 4	Mes 5	Mes 6	Mes 7	Mes 8	Mes 9	Mes 10	Mes 11	Mes 12
					PAN	EL A: U	E					
					Period	o: 1994-2	003					
\overline{CR}_{PAD} %	1.273	1.948	2.733	3.347	3.722	4.177	4.575	4.362	4.549	4.530	4.944	5.358
t están.	[0.005]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.002]	[0.017]	[0.034]	[0.072]	[0.074]	[0.077]
	PANEL B: CAR											
					Period	o: 1994-2	003					
\overline{CR}_{PAD} %	-0.092	0.024	0.162	0.339	0.330	0.226	-0.015	0.249	0.703	0.975	1.134	1.142
t están.	[0.633]	[0.948]	[0.765]	[0.623]	[0.709]	[0.817]	[0.989]	[0.829]	[0.603]	[0.541]	[0.519]	[0.558]
					PANI	EL C: SU	VE					
					Period	o: 1999-2	003					
\overline{CR}_{PAD} %	1.384	2.708	3.652	4.597	5.677	6.797	7.658	8.355	9.507	10.744	12.417	13.166
· t están.	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

TABLA A2

Media de la serie de rentabilidades mensuales proporcionada por la estrategia PAD en cada mes de calendario para periodos de mantenimiento de h=3, 6, 9, 12 meses, \overline{R} , así como los correspondientes p-valores de los estadísticos t estándar. UE es la diferencia entre el resultado contable trimestral actual y el del mismo trimestre del año anterior (resultado inesperado), escalado por el total de activo a principios del año para el que se anuncia el resultado; CAR mide la reacción del precio de los títulos en un intervalo de 2 días (-1,1) alrededor del anuncio de resultados; SUE es el resultado inesperado estandarizado, calculado como el cociente entre el resultado inesperado y la desviación estándar del resultado inesperado (exigiéndole al menos 8 observaciones)

	PANEL	. A : <i>UE</i>	PANEL	B: CAR	PANEL C: SUE		
h	\overline{R} %	t est.	\overline{R} %	t est.	\overline{R} %	t est.	
	1994-1998		1994	-1998	1999-2003		
3	0.7378	[0.003]	0.0638	[0.697]	1.1941	[0.003]	
6	0.6208	[0.009]	0.0464	[0.750]	1.1488	[0.004]	
9	0.4373	[0.060]	0.0801	[0.544]	1.0116	[0.011]	
12	0.3188	[0.140]	0.0671	[0.584]	0.9294	[0.014]	

REFERENCIAS

- Abarbanell, J. y V. Bernard, 1992. "Tests of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behaviour", *Journal of Finance* 47, 1181-1207.
- Alford, A. y P. Berger, 1997. "The effect of extreme accounting events on analyst following and forecast accuracy", *Working Paper*, University of Pennsylvania.
- Álvarez, S. y V.M. González, 2005. "Signalling and the Long-run Performance of Spanish Initial Public Offerings (IPOs)", *Journal of Business Finance & Accounting*, 32, 1-2.
- Asthana, S., 2003. "Impact of information technology on post-earnings announcement drift", *Journal of Information Systems* 17, 1, 1-17.
- Ball, R., 1992. "The earnings-price anomaly", *Journal of Accounting and Economics* 15, 319-345.
- Ball, R. y E. Bartov, 1996. "How naïve is the stock market's use of earnings information?", *Journal of Accounting and Economics* 21, 319-337.
- Ball, R. y P. Brown, 1968. "An empirical evaluation of accounting income numbers", *Journal of Accounting Research* 6, 159-178.
- Bartov, E., S. Radhakrishnan, y I. Krinsky, 2000. "Investor Sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements", *The Accounting Review* 75, 43-63.
- Belsley, D., E. Kuh y R. Welsch, 1980. "Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity", New York: John Willey and Sons.
- Bernard, V., 1993. "Stock price reaction to earnings announcement: a summery of recent anomalous evidence and possible explanations", en R. H, Thaler, ed. Advances in Behavioral Finance [New York: Russell Sage Foundation].
- Bernard, V. y J. Thomas, 1989. "Post-earnings-announcement drift: delayed price response of risk premium?", *Journal of Accounting Research* 27, 1-48.
- Bernard, V. y J. Thomas, 1990. "Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings", *Journal of Accounting and Economics* 13, 305-341.
- Bhushan, R., 1994. "An informational efficiency perspective on the post-earnings announcement drift", *Journal of Accounting and Economics* 18, 45-65.
- Carhart, M.M., 1997. "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, Vol. LII, No 1, pp. 57-82
- Chan, L., N. Jegadeesh y J. Lakonishok, 1996. "Momentum strategies", *Journal of Finance* 51, 5, 1681-1713.
- Cochrane, J.H., 1996. "A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model", *Journal of Political Economy*, 104, 3, pp. 572-621
- Daniel, K. y Titman, S., 1997. "Evidence on the Characteristics of the Cross-sectional Variation in Common Stock Returns", *Journal of Finance*, 52, pp. 1-34.
- De Bondt, W.F.M. y R. Thaler, 1985. "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance* 40, 3, 793-808.
- Dische, A., 2002. "Dispersion in analyst forecasts and the profitability of earnings momentum strategies", *European Financial Management* 8, 2, 211-228.

- Efron, B. y R.J. Tibshirani, 1993. "An Introduction to the Bootstrap", Chapman and Hall, New York.
- Fama, E., 1998. "Market efficiency, long-term returns, and behavioural finance", *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- Fama, E. y K. French, 1993. "Common risk factors in the returns on stock and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Farinós, J.E., 2001. "Rendimientos anormales de las OPV en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. XXV, No. 2, pp. 417-37.
- Ferson, W.E. y C.R. Harvey, 1999. "Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 54, 4, pp. 1325-1360
- Forner, C. y J. Marhuenda, 2003a. "Contrarian and momentum strategies in the Spanish Stock Market", *European Financial Management*, vol. 9:1, pp. 67-88.
- Forner, C. y J. Marhuenda, 2003b. "El efecto momentum en el mercado español de acciones", *Working Paper*, *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2003-14.
- Forner, C. y J. Marhuenda, 2004. "El efecto sobre-reacción en el mercado español", *Moneda y Crédito*, 219, pp. 177-193.
- Foster, G., C. Olsen y T. Shevlin, 1984. "Earnings releases, anomalies, and the behaviour of securities returns", *The Accounting Review* 59, 4, 574-603.
- Gómez-Sala, J.C. y J. Marhuenda, 1998. "La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Oct-Dic; XXVII (97), 1033-1059.
- Gompers, P. y J, Lerner, 1998. "Venture capital distributions: short-run and long-run reactions", *Journal of Finance* 53, 2161-2183.
- Green, W.H., 1999. "Análisis Econométrico", Pearson Educación, Madrid.
- Hennessey, S., 1995. "Earnings forecast revisions and security returns: Canadian evidence", *Accounting and Business Research* 25, 100, 240-252.
- Hodrick, R.J. y X. Zhang, 2001. "Evaluating the Specification Errors of Asset Pricing Models", *Journal of Financial Economics*, 62, 2, pp. 327-376
- Ikenberry, D., J. Lakonishok y T. Vermaelen, 1995. "Market underreaction to open market share repurchases", *Journal of Financial Economics* 39, 181-208.
- Ikenberry, D.L. y S. Ramnath, 2002. "Underreaction to self-selected news events: the case of stock splits", *Review of Financial Studies* 15, 489-526.
- Jagannathan, R. y Z. Wang, 1996. "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 51, pp. 3-53.
- Jegadeesh, N. y Titman, S., 1993. "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, 65-91.
- Jegadeesh, N. y Titman, S., 2001. "Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance* 56, 699-720.
- Johnson, N.J., 1978. "Modified t tests and confidence intervals for asymmetrical populations", *Journal of the American Statistical Association* 73, 363, 536-544.
- Jones, C.P. y R.H. Litzenberger, 1970. "Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends", *Journal of Finance* 25, 143-148.

- Kothari, S.P., 2001. "Capital market research in accounting", *Journal of Accounting and Economics* 31, 105-231.
- Lang, M y R. Lundholm, 1996. "Corporate disclosure policy and analyst behaviour", *The Accounting Review* 71, 467-491.
- Lee, C.M.C. y B. Swaminathan, (2000), "Price Momentum and Trading Volume", *Journal of Finance*, 55, 5, pp. 2017-2069
- Lettau, M. y S. Ludvigson, 2001. "Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 56, pp. 815-849
- Liu, J., 1998. "Earnings announcements, post-earnings announcement drift and analysts' forecasts: the relationship between the market reaction and analysts' behaviour", *Working Paper*, Columbia Business School.
- Liu, W., N. Strong y X. Xu, 2003. « Post-earnings-announcement drift in the UK", *European Financial Management* 19, 89-116.
- Liu, W., N. Strong y X. Xu, 2004. "Can post-earnings-announcement drift explain price momentum?", *Working Paper*
- Llor, A., M.I. Martínez y J.Yagüe, 2000. "Análisis empírico del efecto día de la semana en la bolsa de Madrid". *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 9, 1, pp. 105-118
- Loughran, T. y J, Ritter, 1995. "The new issues puzzle", *The Journal of Finance* 50, 23-52.
- Lyon, J.D., B.M. Barber y C. Tsai, 1999. "Improved methods for test of long-run abnormal stock returns", *Journal of Finance* 54, 1, 165-201.
- Mendenhall, R., 2004. "Arbitrage risk and post-earnings-announcement drift", *Journal of Business* 77, 4.
- Michaely, R. y Womack, K., 1999. "Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations", *Review of Financial Studies* 12, 653-686.
- Mikhail, M.B., B.R. Walther, y R.H. Willis, 2003. "The effect of experience on security analyst underreaction", *Journal of Accounting and Economics* 25, 101-116.
- Mitchell, M.L. y E. Stafford, 2000. "Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance", *Journal of Business*, 73, 3, pp. 287-329.
- Moskowitz, T.J. y M. Grinblatt, 1999. "Do Industries Explain Momentum?", *Journal of Finance*, 54, 4, pp. 1249-1290
- Nagel, S., 2001. "Is It Overreaction? The Performance of Value and Momentum Strategies at Long Horizons", Working Paper, EFA 2001 Barcelona Meetings
- Narayanamoorthy, G., 2003. "Conservatism and cross-sectional variation in the post-earnings-announcement-draft", *Working Paper* 03-07, Yale School of Management.
- Nieto, B. 2004. "Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data", *Revista de Economía Financiera*, 2.
- Nieto, B. y Rodríguez, R., 2002. "The consumption-wealth and book-to-market ratios in a dynamic asset pricing context", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2002-24.
- Nieto, B. y Rodríguez, R., 2005. "Modelos de Valoración de Activos Condicionales: Un Panorama Comparativo", *Investigaciones Económicas* 29 (1), 33-71.

- Rangan, S. y R. G. Sloan, 1998. "Implications of the integral approach to quarterly reporting for the post-earnings-announcement drift", *The Accounting Review* 73, 353-371.
- Rueda, J.A, 2003. "Respuesta del precio de las acciones a la información aportada por los niveles y componentes del resultado contable", III Workshop de Investigación Empírica en Contabilidad Financiera, Alicante.
- Pastor, M.J. y Martín, J.F, 2004. "Long-run performance of Spanish seasoned equity issues with rights", *International Review of Financial Analysis* 13, 2, 191-215.
- Pastor Llorca, M.J. y F. Poveda Fuentes, 2005. "Earnings Management and the Long-run Underperformance of Spanish Initial Public Offerings", en Initial Public Offerings: An International Perspective, Greg N. Gregoriou (Ed.), Elsevier Butterworth-Heinemann, capítulo 7.
- Schipper, K., 1991. "Commentary of analysts' forecasts", *Accounting Horizons* 5, 105-121.
- Shane, P. y P. Brous, 2001. "Investor and [Value Line] analyst underreaction to information about future earnings: the corrective role of non-earnings-surprise information", *Journal of Accounting Research* 39, 387-404.
- Soffer, L. y T. Lys, 1999. "Post-earnings announcement drift and the dissemination of predictable information", *Contemporary Accounting Research* 16, 305-331.
- Wu, J.S., 1998. "Financial analysts' understanding of the seasonal patterns in quarterly earnings and its implications for market efficiency", *Working Paper*, University of Rocheter.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

159/2000	Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
160/2000	Errores y posibles soluciones en la aplicación del <i>Value at Risk</i> Mariano González Sánchez
161/2000	Tax neutrality on saving assets. The spahish case before and after the tax reform Cristina Ruza y de Paz-Curbera
162/2000	Private rates of return to human capital in Spain: new evidence F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
163/2000	El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites riesgo neutral Mariano González Sánchez
164/2001	La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90 Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
165/2001	Bank cost efficiency and output specification Emili Tortosa-Ausina
166/2001	Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
167/2001	Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en el nuevo IRPF Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
168/2001	The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some European Countries Mónica Melle-Hernández
169/2001	La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España Ismael Sanz Labrador
170/2002	Riesgo de liquidez de Mercado Mariano González Sánchez
171/2002	Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas de capitalización individual: medida y comparación internacional. José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
172/2002	La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto. Llorenc Pou, Joaquín Alegre
173/2002	Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito. Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

174/2002	Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas. José Vicente Blanes Cristóbal
175/2003	La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos. Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
176/2003	The Falling Share of Cash Payments in Spain. Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
177/2003	Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case. Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
178/2003	Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
179/2003	Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España. Mónica Melle Hernández
180/2003	Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Cooperative & Savings Banks. Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
181/2003	The Euro effect on the integration of the European stock markets. Mónica Melle Hernández
182/2004	In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition. Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
183/2004	Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua. Mª Ángeles García Valiñas
184/2004	Estimación de la economía sumergida es España: un modelo estructural de variables latentes. Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
185/2004	Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción. Joan Oriol Prats Cabrera
186/2004	Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model. Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
187/2004	El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español. Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
188/2004	Does market competition make banks perform well?. Mónica Melle
189/2004	Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

190/2004	Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en españa: los modelos jerárquicos bayesianos F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
191/2004	Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis Javier González-Benito y Óscar González-Benito
192/2004	Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs) Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
193/2004	Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp in- dex for Mexico Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
194/2004	Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
195/2005	El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
196/2005	La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva David Cantarero Prieto
197/2005	A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
198/2005	¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la li- quidez? Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
199/2005	Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
200/2005	Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission? Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
201/2005	Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
202/2005	Contractual complexity in strategic alliances Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
203/2005	Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
204/2005	Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

205/2005	Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
206/2005	Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis Adolfo Maza y José Villaverde
207/2005	Productivity growth in European banking Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
208/2005	Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences. Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
209/2005	La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia. Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
210/2005	Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español. Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
211/2005	Permanent income, convergence and inequality among countries José M. Pastor and Lorenzo Serrano
212/2005	The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence? Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
213/2005	The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
214/2005	Dynamic network interconnection under consumer switching costs Ángel Luis López Rodríguez
215/2005	La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa Marta Rahona López
216/2005	The valuation of spanish ipos: efficiency analysis Susana Álvarez Otero
217/2005	On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions Sergio Perelman and Daniel Santin
218/2005	La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los di- putados en España Gonzalo Caballero Miguez
219/2005	Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables Francisco González
220/2005	Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance David Abad Díaz

221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García