

M.^a JESÚS PASTOR LLORCA
FRANCISCO POVEDA FUENTES

*Profesores Titulares de Escuela Universitaria.
Universidad de Alicante*

Este trabajo ha obtenido el **Accésit «Premio Estudios Financieros 2006»** en la Modalidad de **CONTABILIDAD Y ADMINISTRACIÓN DE EMPRESAS**.

El Jurado ha estado compuesto por: don José Ramón GONZÁLEZ GARCÍA, doña María Teresa DEL VAL NÚÑEZ, doña María Antonia GARCÍA BENAÚ, don Alejandro LARRIBA DÍAZ ZORITA, don Juan Antonio MAROTO ACÍN y don Jesús URÍAS VALIENTE.

Los trabajos se presentan con seudónimo y la selección se efectúa garantizando el anonimato de los autores.

Extracto:

UNA de las anomalías que están recibiendo mayor atención por parte de la literatura financiera en los últimos años son las rentabilidades anormalmente bajas de las acciones en los años siguientes a su salida a bolsa. En el presente estudio se detecta este comportamiento anómalo en el mercado de capitales español y se analiza si actuaciones relacionadas con la manipulación de beneficios en torno a la emisión pueden explicar estos resultados. De forma consistente con esta idea, se observa que las empresas emisoras hacen uso de la discrecionalidad contable para revelar mayores beneficios en el año de la oferta. Además, se detecta que las compañías con mayores ajustes por devengo discrecionales experimentan peores rentabilidades con posterioridad a la emisión. Así, nuestra evidencia sugiere que las prácticas oportunistas de manipulación del resultado contable explican, al menos en parte, la anomalía de las salidas a bolsa en el mercado español.

Clasificación JEL: G14, G32, M41.

Palabras clave: Finanzas Corporativas, Ofertas Públicas de Acciones y Manipulación de Beneficios.

Sumario:

1. Introducción.
2. Muestra y datos.
3. Rentabilidad de las acciones tras la emisión.
4. Medición de la manipulación de beneficios: ajustes por devengo anormales.
 - 4.1. Enfoque de sección cruzada.
 - 4.2. Enfoque de datos de panel.
 - 4.3. Ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento.
5. Manipulación de beneficios en las salidas a bolsa.
 - 5.1. Evolución del ROA.
 - 5.2. Ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento.
 - 5.3. Manipulación de beneficios y posterior reversión del ROA.
6. Manipulación de beneficios y rentabilidades post-oferta.
 - 6.1. Rentabilidades post-oferta en carteras por ajustes discrecionales.
 - 6.2. Rentabilidades post-emisión y manipulación contable: análisis de regresión.
7. Conclusiones.

Bibliografía.

1. INTRODUCCIÓN

Una de las anomalías más controvertidas que se han observado en los mercados financieros es el bajo rendimiento de las acciones en los períodos posteriores a la salida a bolsa. RITTER (1991), LOUGHRAN (1993) y LOUGHRAN y RITTER (1995) detectan esta pauta de comportamiento en el mercado norteamericano. La evidencia en otros mercados de capitales también revela rentabilidades anormalmente bajas tras las ofertas públicas iniciales de acciones (IPOs): LEVIS (1993) y ESPENLAUB, GREGORY y TONKS (2000) en el Reino Unido; LJUNGQVIST (1997) y STEHLE, EHRHARDT y PRZYBOROWSKY (2000) en Alemania; LEE, TAYLOR y WALTER (1996) en Australia; PAGE y REYNEKE (1997) en Sudáfrica; y KELOHARJU (1993) en Finlandia.

Una posible explicación es que los inversores son demasiado optimistas sobre los beneficios potenciales de las empresas emisoras, de forma que las rentabilidades anormalmente bajas tras la salida a bolsa se deben a la corrección gradual de este excesivo optimismo. Este optimismo podría deberse a prácticas contables de manipulación de beneficios en torno a la oferta de acciones. Es decir, los directivos de las empresas que proyectan salir a bolsa pueden tener incentivos a utilizar la discrecionalidad contable para publicar beneficios más elevados con el objetivo de garantizar la colocación e incrementar la captación de fondos. Si el mercado no es capaz de detectar que los mayores beneficios publicados vienen dados por un aumento transitorio, las rentabilidades anormales negativas en los años siguientes a la emisión podrían ser debidas a la corrección gradual de la sobrevaloración inicial provocada por la manipulación contable. En esta línea de investigación, TEOH, WELCH y WONG (1998) y TEOH, WONG y RAO (1998) encuentran que los ajustes por devengo discrecionales son inusualmente elevados en el año de la salida a bolsa y que las empresas emisoras con mayores ajustes discrecionales experimentan peores rentabilidades post-oferta.

En el mercado español la evidencia relativa al comportamiento de las rentabilidades tras la salida a bolsa no es concluyente. Por un lado, ÁLVAREZ y GONZÁLEZ (2005) analizan una muestra de 56 ofertas públicas iniciales en el período 1987-1997 empleando procedimientos alternativos para calcular y contrastar las rentabilidades anormales y concluyen que la existencia de rentabilidades anormales depende de la metodología empleada. Por otro lado, FARINÓS (2001) analiza una muestra de 18 ofertas iniciales de acciones en el período 1993-1997 y observa que la rentabilidad anormal mensual media de las empresas emisoras en los años siguientes a la oferta no es significativa.

En este contexto, consideramos necesaria investigación adicional en el mercado español con el objeto de aclarar si el bajo rendimiento post-emisión observado en diferentes mercados también está presente en España. Por ello, nuestro primer objetivo es examinar, empleando procedimientos metodológicos alternativos, el rendimiento a largo plazo de las empresas que salen a bolsa en el mercado español con una muestra mayor y más actual que los estudios previos, y empleando la

técnica *bootstrap* para mejorar las propiedades estadísticas de los test. En segundo lugar, nuestro interés se centra en investigar si existe un comportamiento oportunista de los gestores al revelar los resultados contables a los potenciales suscriptores y si este tipo de prácticas tienen alguna relación con las rentabilidades posteriores a la emisión.

Se observa que las compañías que salen a bolsa experimentan rentabilidades anormales negativas en los años siguientes a esta decisión. Además, consistente con la hipótesis de manipulación, las empresas emisoras presentan ajustes por devengo anormalmente elevados en el año de la emisión. Es más, son las compañías con mayores ajustes discrecionales el año de la salida las que peor evolucionan con posterioridad. Esta evidencia implica que el bajo rendimiento de las acciones parece deberse, al menos en parte, a la ineficiencia del mercado para deshacer dichos ajustes contables y corregir la sobrevaloración inducida por los directivos que diseñan la operación de emisión.

En el siguiente apartado se describe el procedimiento de selección de la muestra y los datos empleados. En la sección 3 se estudian las rentabilidades a largo plazo tras la decisión de salir a bolsa en el mercado español. En el apartado 4 se explican las medidas de manipulación de resultados empleadas. La sección 5 examina la existencia de prácticas contables de manipulación por parte de las compañías emisoras. En el apartado 6 se analiza la relación entre el tratamiento contable de los resultados y las posteriores rentabilidades anormales. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. MUESTRA Y DATOS

Para identificar las salidas a bolsa, se han utilizado los *Boletines Oficiales de la Bolsa de Madrid* y el registro de la *Comisión Nacional del Mercado de Valores* (CNMV). En el período que abarca desde enero de 1987 a diciembre de 2002, se localizan 65 ofertas públicas iniciales llevadas a cabo por compañías que cotizan en el *Sistema de Interconexión de las Bolsas Españolas* (SIBE)¹.

La distribución de la muestra de evento por sectores y años se ilustra en el **cuadro 1**. Cuatro de los años presentes en el período muestral (1989, 1997, 1998 y 1999) presentan mayor actividad y contienen más del 50% de la muestra final, con 1999 como mayor exponente al agrupar más del 15% de las ofertas analizadas. En relación con la distribución por sectores, más del 60% de los eventos corresponden a cuatro sectores: comercio y otros servicios (9), nuevas tecnologías (8), otras industrias de transformación (13) y transformación de metales, transportes y autopistas (10).

Para medir las rentabilidades a largo plazo, se parte de las rentabilidades mensuales ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos. Esta información proviene de la *Bolsa de Madrid* para los años 1987 y 1988, y de SIBE para el resto de los años. Para examinar la existencia de prácticas contables de manipulación en torno a la fecha de emisión se requiere disponibilidad de información contable en la CNMV para el año de la oferta y el previo, dado que para estimar los ajustes por devengo discrecionales se emplean variables en primeras diferencias. Como la información contable en la CNMV empieza en 1990, la muestra empleada para el análisis de manipulación

¹ SIBE comienza en 1989. En los años 1987 y 1988 las compañías emisoras cotizan en la *Bolsa de Madrid*.

del resultado contable comienza en 1991. Además, para el estudio de los ajustes por devengo no es apropiado incluir las compañías financieras y de seguros, dado que la naturaleza de los ajustes para estas compañías es muy diferente al resto de empresas. Así, la muestra para el análisis del tratamiento del resultado contable se reduce a 47 ofertas públicas iniciales.

Como explicaremos más tarde, para calcular los ajustes por devengo anormales estimaremos el componente normal de los ajustes por devengo a partir de una muestra de estimación compuesta por empresas no emisoras. La información contable para las compañías no emisoras se obtiene también de la CNMV.

Cuadro 1. Distribución de la muestra por sectores y años.

S3: cemento, vidrio y materiales de construcción; *S4*: comercio y otros servicios; *S5*: construcción; *S6*: energía y agua; *S7*: financiación y seguros; *S8*: industria química; *S9*: inmobiliarias; *S10*: medios de comunicación; *S11*: metálicas básicas; *S12*: nuevas tecnologías; *S15*: otras empresas de transformación; *S17*: transformación metales, transportes y autopistas.

sector	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
S3	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
S4	0	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1	4	1	0	0	0	9
S5	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	5
S6	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	3
S7	0	0	0	1	1	0	2	1	0	0	1	0	0	0	1	0	7
S8	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
S9	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	3
S10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	0	0	3
S11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
S12	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	3	1	1	0	8
S15	0	1	1	0	0	0	0	1	0	0	5	3	0	1	1	0	13
S17	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2	2	1	1	10
total	1	2	7	3	5	1	2	4	0	2	8	8	10	6	4	2	65

Como se ilustra en el **gráfico 1**, los ajustes por devengo analizados son aquellos publicados en el año fiscal en el que la empresa sale a bolsa (año 0). Así, el año fiscal -1 finaliza antes de la salida a bolsa, y el año fiscal 0 incluye información previa y posterior a la oferta. La información contable empleada es la correspondiente al año 0 por dos razones. En primer lugar, para la estimación de los ajustes por devengo discrecionales se emplean variables en primeras diferencias y la información contable previa a la emisión no está siempre disponible. Así, analizar los ajustes para el año -1 im-

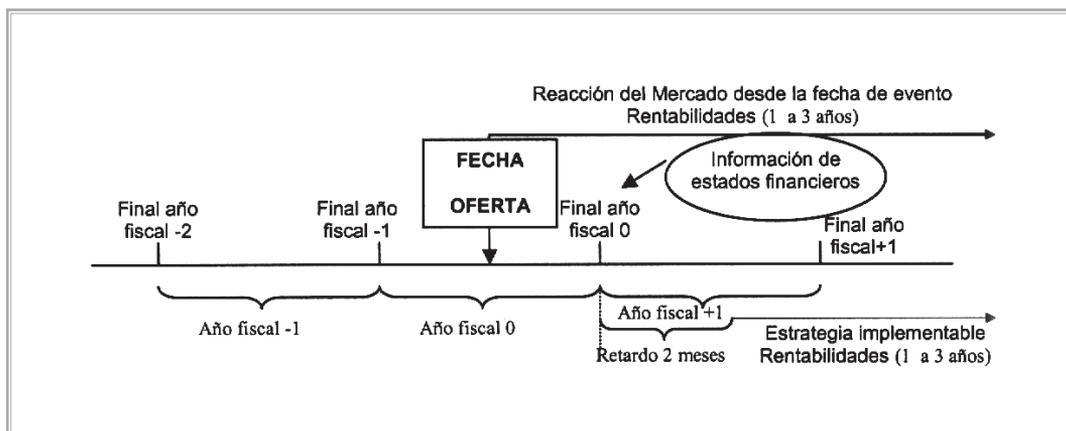
plica una reducción dramática de la muestra, especialmente debida a la falta de información contable en la CNMV previa a 1990.

En segundo lugar, las empresas emisoras tienen incentivos al manipular tanto los beneficios previos como los inmediatamente posteriores a la oferta. Es decir, los incentivos de manipulación es lógico que persistan en los meses inmediatamente posteriores a la emisión. Por un lado, los gestores no pueden disponer de sus acciones hasta varios meses después de la oferta por lo que les interesa que los resultados no reviertan inmediatamente. Por otro lado, las compañías se enfrentan a un mayor escrutinio en el período posterior a la emisión y una reversión inmediata sacaría a la luz las actuaciones oportunistas de los directivos. Por todo ello, si la empresa que sale a bolsa decide implementar prácticas de manipulación contable del resultado, se espera detectar este tipo de prácticas en los estados financieros del año de la oferta.

En la siguiente sección para medir la reacción a largo plazo a las ofertas públicas iniciales, como en cualquier estudio de eventos, analizamos las rentabilidades anormales en un determinado período (en nuestro caso tres años) comenzando el día del evento, es decir, el día de la oferta. De esta forma podemos conocer la evolución de la rentabilidad desde el momento en que esta decisión financiera se lleva a cabo.

Sin embargo, para permitir a los inversores implementar una estrategia basada en la información de los ajustes por devengo, esta información debería estar disponible con anterioridad al período de análisis de rentabilidades. Por ello, consideramos apropiado examinar también las rentabilidades post-emisión a partir de la publicación de los primeros estados financieros tras la oferta como proponen TEOH, WELCH y WONG (1998) o RANGAN (1998). Dado que las compañías disponen de dos meses después del final del año fiscal para presentar sus estados financieros a la CNMV, empezando el análisis de las rentabilidades en el tercer mes garantiza que la información de los ajustes discrecionales es conocida por el mercado. Examinaremos las rentabilidades con este período de análisis en la sección 6 así como la relación entre estas rentabilidades anormales y las prácticas contables de manipulación.

Gráfico 1. Ilustración temporal.



3. RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES TRAS LA EMISIÓN

Para medir la reacción a largo plazo a las ofertas públicas iniciales se emplean dos procedimientos alternativos. En primer lugar, se calculan las rentabilidades anormales en los años siguientes a la emisión con una estimación en tiempo de evento y, en segundo lugar, se aplica una metodología en tiempo de calendario.

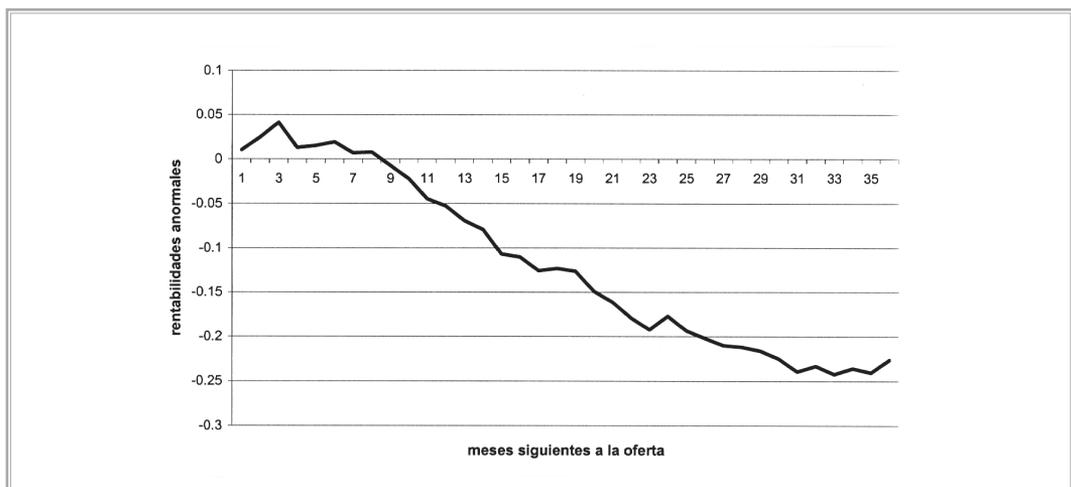
Para el análisis en tiempo de evento de la evolución a largo plazo tras la decisión de salir a bolsa, se emplean rentabilidades netas de la rentabilidad de la cartera de mercado ². En particular, se calcula la rentabilidad anormal de la compañía *i* en el período de τ meses siguientes a la ampliación, $ACoR_{i,\tau}$, como la rentabilidad compuesta de la empresa *i* menos la rentabilidad compuesta del índice de mercado.

$$ACoR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{Mt}) \quad (1)$$

donde R_{it} y R_{Mt} son las rentabilidades de la empresa *i* y de la cartera de mercado en el mes *t*, respectivamente, y τ es el número de meses en el período post-oferta analizado.

Éste es el procedimiento más adecuado para medir la rentabilidad anormal experimentada por un título en un determinado período dado que mide la experiencia del inversor, es decir, la rentabilidad de invertir en la muestra de evento con respecto de una referencia a lo largo del horizonte de interés. El **gráfico 2** muestra la rentabilidad anormal, calculada con este procedimiento, para la muestra de evento durante los 36 meses siguientes a la decisión de emisión. Se observa que las rentabilidades ajustadas son positivas hasta el octavo mes tras la oferta, pero después experimentan un acusado descenso.

Gráfico 2. Rentabilidades anormales tras la salida a bolsa.



² Se ilustran los resultados con la cartera de mercado ponderada por valor; en cualquier caso, los resultados, empleando la cartera de mercado igualmente ponderada, no alteran las conclusiones.

A continuación, se contrasta la significatividad estadística de las rentabilidades anormales observadas. Para afrontar esta cuestión, se requiere el empleo de una adecuada metodología que minimice los problemas de especificación que surgen al contrastar rentabilidades anormales en horizontes temporales largos. KOTHARI y WARNER (1997) y LYON, BARBER y TSAI (1999) demuestran que la metodología basada en la técnica *bootstrap* presenta menores errores de especificación y consideran que se trata del procedimiento más adecuado para contrastar si efectivamente existen rentabilidades anormales a largo plazo. Además, la técnica *bootstrap* es altamente conveniente, es un contexto de tamaños muestrales pequeños característico de un mercado estrecho como el español.

Por tanto, en primer lugar se calcula el estadístico t tradicional pero se emplea el procedimiento *bootstrap* para simular su distribución empírica y, a partir de dicha distribución, se establecen las regiones de aceptación y rechazo de los contrastes. El estadístico t para la muestra de evento se computa como sigue:

$$t = \sqrt{N} \frac{AACoR}{\hat{\sigma}} \quad (2)$$

donde N es el número de eventos en la muestra, $AACoR$ es la media de las rentabilidades anormales compuestas, y $\hat{\sigma}$ es la desviación estándar en sección cruzada.

Para obtener la distribución empírica del estadístico t , se extraen aleatoriamente y con reemplazamiento B submuestras con N_b eventos procedentes de la muestra original, y para cada submuestra se computa el siguiente estadístico:

$$t_b = \sqrt{N_b} \frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} \quad (3)$$

donde $AACoR_b$ y $\hat{\sigma}_b$ son la media y la desviación estándar de la submuestra b , $b = 1, 2, \dots, B$. Entonces, si B es suficientemente grande, se puede obtener empíricamente la distribución del estadístico t a partir de la muestra de estadísticos generados por *bootstrap* $\{t_b; b = 1, 2, \dots, B\}$ y emplear dicha distribución para fijar las regiones de aceptación y rechazo. Esta metodología ha sido aplicada con $B = 10.000$ y $N_b = N$.

El **cuadro 2** muestra la media de las rentabilidades anormales compuestas para el período de 12, 24 y 36 meses posteriores a la salida a bolsa. Tal y como ilustraba el **gráfico 2**, las rentabilidades ajustadas por mercado son negativas. Para el año siguiente a la emisión la media de la rentabilidad anormal de las empresas emisoras es de un -5.28% , empeorando conforme se alarga el horizonte temporal. En concreto, las rentabilidades ajustadas son, por término medio, del -17.73% y -22.61% para el segundo y tercer año posteriores a la oferta. En el **cuadro 2** también se muestran los resultados del contraste t tradicional, empleando la técnica *bootstrap* para computar la significatividad estadística. Las rentabilidades anormales no son significativas en el año siguiente a la emisión, dado que como se observaba en el **gráfico 2**, en los primeros meses siguientes a la oferta las rentabilidades ajustadas son positivas. Sin embargo, para el período de dos y tres años siguientes las rentabilidades anormales negativas son altamente significativas.

Cuadro 2. Rentabilidades posteriores a la salida a bolsa.

El panel A muestra la rentabilidad anormal media de las empresas emisoras para el período de uno, dos y tres años siguientes a la oferta. Este panel también recoge los resultados del test tradicional de la *t* y del test de la *t* ajustada por la asimetría empleando la técnica *bootstrap* para evaluar la significatividad estadística. El panel B muestra la rentabilidad anormal mensual media en el período post-oferta estimada con el modelo de FAMA y FRENCH con regresiones en tiempo de calendario.

Panel A: rentabilidades anormales en el período post-oferta.						
Período de análisis	AACoR (%)	Estadístico t tradicional	p-valor bootstrap	Coefficiente asimetría	Est. t ajustado asimetría	p-valor bootstrap
12 meses	- 5.28%	- 1.26	(0.21)	- 0.29	- 1.28	(0.21)
24 meses	- 17.73%	- 3.50	(0.00)	0.38	- 3.30	(0.00)
36 meses	- 22.61%	- 3.32	(0.00)	0.49	- 3.08	(0.00)

Panel B: rentabilidad anormal mensual media con el modelo de FAMA y FRENCH en tiempo de calendario.			
Período de análisis	$\hat{\alpha}_p$ (%)	Estadístico t	p-valor
12 meses	- 0.02%	- 0.05	(0.98)
24 meses	- 0.56%	- 1.99	(0.05)
36 meses	- 0.46%	- 1.87	(0.06)

Cuando se emplean carteras de referencia para estimar la rentabilidad normal, en nuestro caso la cartera de mercado, la distribución de las rentabilidades anormales a largo plazo presenta asimetría positiva. Se puede observar en el **cuadro 2** cómo los coeficientes de asimetría aumentan con el horizonte temporal analizado. Esta asimetría positiva puede llevar a problemas de especificación a los estadísticos *t*, por tanto, para evitar dichos problemas se calcula el estadístico *t* ajustado por asimetría originariamente desarrollado por JOHNSON (1978).

$$t_a = \sqrt{N} \left[\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \left(\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} \right)^2 + \frac{1}{6N} \hat{\gamma} \right] \tag{4}$$

donde $\hat{\gamma}$ es el coeficiente de asimetría estimado como $\frac{\sum_{i=1}^N (ACoR_i - AACoR)^3}{N\hat{\sigma}^3}$.

Para computar la significatividad estadística del estadístico t ajustado por asimetría, también se emplea el procedimiento de simulación por *bootstrap* explicado anteriormente. En este caso, para cada submuestra b , $b = 1, 2, \dots, B$ se calcula el siguiente estadístico:

$$t_{a,b} = \sqrt{N_b} \left[\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} + \frac{1}{3} \hat{\gamma}_b \left(\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} \right)^2 + \frac{1}{6N_b} \hat{\gamma}_b \right] \quad (5)$$

donde $\hat{\gamma}_b$ es el coeficiente de asimetría de la submuestra b , $B = 10.000$ y $N_b = N$.

Los resultados del **cuadro 2** muestran que, incluso controlando por el posible sesgo inducido por la asimetría positiva, las rentabilidades anormales negativas son altamente significativas para el período de dos y tres años siguientes a la oferta. Por tanto, la evidencia expuesta es consistente con la anomalía de las ofertas públicas iniciales documentada en diferentes mercados.

Diversos autores detectan ciertos sesgos cuando se acumulan rentabilidades en períodos largos (BARBER y LYON, 1997; KOTHARI y WARNER, 1997; LYON, BARBER y TSAI, 1999). Así, un procedimiento alternativo para estimar y contrastar las rentabilidades anormales a largo plazo tras las ofertas iniciales viene dado por el análisis de la rentabilidad anormal media mensual aplicando una metodología de carteras en *tiempo de calendario*.

Esta metodología se fundamenta en analizar la rentabilidad mensual de comprar el título en la fecha de evento y mantenerlo durante τ meses. Esto es, se examina la estrategia consistente en mantener una cartera cuya composición en cada mes de calendario está formada por las acciones de empresas afectadas por el evento en los últimos τ meses. De este modo, estudiando la rentabilidad de dicha cartera, indirectamente se está analizando la rentabilidad de las empresas que han salido a bolsa en los τ meses siguientes al evento. La aplicación de esta metodología nos permite comprobar la robustez de los resultados y evitar los problemas de acumular rentabilidades en períodos largos de tiempo.

Para mejorar la intuición sobre la metodología de las carteras de calendario se representa en el **gráfico 3**. El primer mes de nuestro período muestral donde hay una oferta pública inicial es mayo de 1987, por tanto la estrategia consiste en comprar la acción en dicho mes y mantenerla durante τ meses.

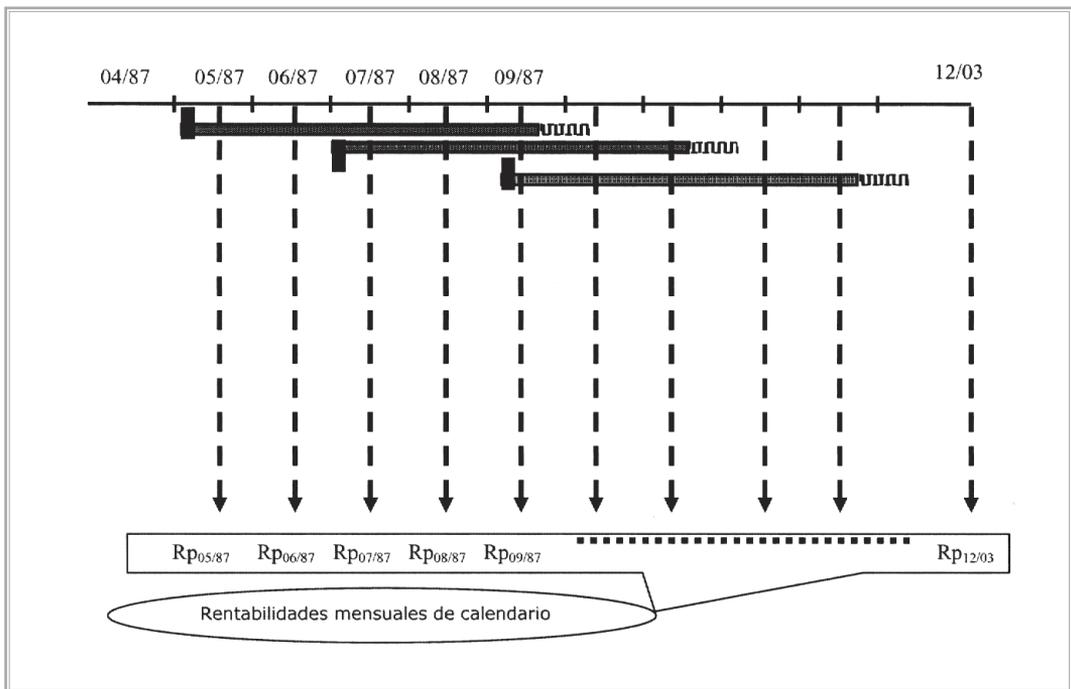
Del mismo modo, imaginemos que julio de 1987 es el mes donde se produce la siguiente salida a bolsa; en dicho mes se compraría la segunda acción y también se mantendría durante τ meses. Análogamente, siendo septiembre de 1987 el siguiente mes con una oferta inicial de acciones, en dicho mes se compraría esta tercera acción y se mantendría τ meses. Por tanto, en el mes de septiembre de 1987 la cartera estaría compuesta por las tres acciones de aquellas empresas que han salido a bolsa en mayo, julio y septiembre, respectivamente.

En este contexto, se puede computar la rentabilidad mensual de la cartera de calendario p en cada mes t como:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{j=1}^{N_{pt}} R_{jt}}{N_{pt}} \quad t = 05/87, \dots, 12/03 \quad (6)$$

donde R_{jt} es la rentabilidad de la empresa j en el mes t , N_{pt} es el número de acciones que forman la cartera en dicho mes t . De este modo, se obtiene la serie temporal de rentabilidades mensuales de la cartera de calendario p desde mayo de 1987 (primera emisión en nuestra muestra) hasta diciembre de 2003 $\{R_{p\ 02/91} \dots R_{p\ 12/03}\}$.

Gráfico 3. Metodología en tiempo de calendario.



Para medir y contrastar la rentabilidad anormal media mensual de la cartera de calendario, se aplica el modelo de tres factores de FAMA y FRENCH (1993) a la serie temporal de rentabilidades mensuales de la cartera p . Concretamente, se estima la siguiente regresión en serie temporal:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p} \cdot (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{2p} HML_t + \beta_{3p} SMB_t + \varepsilon_{pt} \quad t=05/87, \dots, 12/03 \quad (7)$$

donde R_{ft} es el tipo de interés de los bonos del Tesoro a un mes (tasa libre de riesgo), HML_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de mayor y menor ratio *book to market* BTM y SMB_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño, ambas variables ortogonalizadas entre sí. El alfa de Jensen, α_p , mide la rentabilidad anormal media mensual de la cartera de calendario.

Esta metodología de carteras de calendario, respaldada por FAMA (1998), corrige ante la posible correlación de las rentabilidades entre eventos y minimiza el problema de asimetría al emplear rentabilidades mensuales de carteras. Adicionalmente, el modelo de FAMA y FRENCH (1993) tiene en cuenta el poder explicativo del tamaño y del ratio *book to market* en la sección cruzada de rentabilidades. Sin embargo, este procedimiento no está libre de posibles sesgos. Concretamente, diversos estudios previos han documentado que la aplicación del modelo de FAMA-FRENCH para contrastar la existencia de rentabilidades anormales presenta problemas de especificación³ e incluso, LOUGHRAN y RITTER (2000) argumentan que este modelo de factores es menos potente en la detección de los rendimientos anormales que el análisis de rentabilidades anormales compuestas. A pesar de estos posibles sesgos, la metodología de las carteras de calendario constituye un análisis alternativo del comportamiento de las rentabilidades anormales tras las ofertas públicas iniciales que puede ser de gran utilidad para comprobar la robustez de los resultados obtenidos en el panel A del **cuadro 2**.

El panel B del **cuadro 2** muestra los resultados de la regresión del modelo de FAMA-FRENCH para las carteras de calendario. Aplicamos esta metodología para un horizonte τ de 12, 24 y 36 meses. De esta forma el intercepto del modelo de FAMA-FRENCH, α_p , mide la rentabilidad anormal media mensual de las empresas emisoras en los 12, 24 y 36 meses siguientes, respectivamente. Dado que el cambio en la composición de la cartera que se produce cada mes puede provocar problemas de heteroscedasticidad, ya que la varianza se ve afectada por el número de empresas presentes en la cartera, se estima la regresión empleando la estimación de WHITE para la matriz de varianzas y covarianzas consistente ante heteroscedasticidad.

Los resultados del panel B del **cuadro 2** muestran como el intercepto del modelo de FAMA-FRENCH, α_p , es negativo y significativo para el período de dos y tres años. Por tanto, los resultados indican que la rentabilidad anormal media mensual de las empresas que salen a bolsa es negativa y estadísticamente negativa en el período de dos y tres años posteriores al citado evento, lo cual es consistente con las rentabilidades anormales compuestas que se mostraban en el panel A.

4. MEDICIÓN DE LA MANIPULACIÓN DE BENEFICIOS: AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES

Los denominados ajustes por devengo constituyen el eje central de los contrastes de *manipulación de beneficios*. Dicha partida se define de manera directa como la diferencia entre el resultado contable ordinario y el flujo de caja generado por las operaciones. Estos ajustes contables reflejan transacciones que no han implicado todavía un movimiento de caja pero que afectarán a los flujos de caja futuros. Bajo los principios contables generalmente aceptados las empresas tienen discrecio-

³ LYON, BARBER y TSAI (1999), JEGADEESH (2000) y BRAV, GRECZY y GOMPERS (2000).

nalidad para reconocer estas transacciones con el objeto de conseguir que los beneficios publicados reflejen mejor las condiciones de la compañía. Sin embargo, esta flexibilidad de los gestores para estos ajustes abre las puertas a la manipulación de los beneficios.

Dado que en España no existe un estado de flujos de caja estandarizado, se ha decidido calcular los ajustes por devengo de circulante relacionados con la actividad normal de la empresa de manera indirecta a partir de los balances de situación normalizados presentados en la CNMV. Concretamente, se emplea la definición estándar de los ajustes por devengo de circulante:

$$ADC_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta \text{Tesorería y equivalentes}_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta \text{Deudas financieras}_{i,t}) \quad (8)$$

donde, $ADC_{i,t}$ son los ajustes por devengo de circulante, $\Delta AC_{i,t}$ es la variación en el activo circulante, $\Delta \text{Tesorería y equivalentes}_{i,t}$ es la variación en las partidas de tesorería así como otras partidas de liquidez inmediata como las inversiones financieras temporales, $\Delta PC_{i,t}$ es la variación en el pasivo circulante, y $\Delta \text{Deudas financieras}_{i,t}$ es la variación en las deudas con entidades de crédito y otras emisiones de deuda. Los subíndices i y t hacen referencia a la empresa y período, respectivamente.

Es importante destacar que el hecho de trabajar con los ajustes por devengo de circulante, haciendo abstracción de las dotaciones a la amortización, es debido a la agregación de partidas de las bases de datos de la CNMV a la hora de sistematizar la información. En este sentido, en los estados financieros no aparece el nivel de inmovilizado bruto que se requiere como variable de control en todos los modelos de ajustes por devengo de cara a controlar el nivel normal de dotaciones a la amortización. Por otro lado, como parte positiva, ya que analizaremos la evolución temporal de los ajustes por devengo en torno a las fechas de evento, es conveniente centrarse en procesos cuya reversión sea homogénea.

Una vez se dispone de la magnitud observable ajustes por devengo de circulante ($ADC_{i,t}$), se trata de plantear una partición teórica en sus dos componentes no observables que vendrían dados por su parte normal ($NADC_{i,t}$) y su parte anormal ($AADC_{i,t}$) que se toma como proxy de *manipulación de beneficios*. A la hora de obtener dicha descomposición aparecen los denominados modelos de ajustes por devengo que tratan de modelizar el comportamiento de los ajustes por devengo en ausencia de discrecionalidad contable, es decir, tratan de explicar la parte de dicha variable que se debe a motivos objetivos como pueden ser la normativa contable y las condiciones económicas en las que opere la empresa. La parte no explicada se considerará discrecional y proporcionará una medida de *manipulación de beneficios*, ya que una variación en dicho componente representará más un esfuerzo de los directivos para tratar de manipular los resultados que un cambio en las condiciones económicas exógenas. El modelo que se ha empleado en los resultados que se presentan en el trabajo ha sido el denominado modelo de Jones modificado que fue planteado por DECHOW, SLOAN y SWEENEY (1995) y ha protagonizado la práctica totalidad de trabajos sobre *manipulación de beneficios* hasta la fecha ⁴.

⁴ Para dar robustez a los resultados, todo el trabajo ha sido replicado en base al modelo de descomposición propuesto en POVEDA (2005) obteniendo resultados análogos a los presentados. Toda la información está a disposición del lector bajo petición a los autores.

4.1. Enfoque de sección cruzada.

De cara a la estimación en sección cruzada, se ha de tener en cuenta que los integrantes de los ajustes por devengo de circulante no guardan pautas homogéneas entre sectores de actividad distintos. Ante esta situación, se han estimado los coeficientes del modelo dentro de cada sector y año, empleando únicamente aquellas observaciones en las que no se haya producido ningún tipo de ampliación de capital y exigiendo una muestra de estimación mínima de 10 observaciones. Posteriormente, con dichos coeficientes «limpios» de manipulación de beneficios (al menos en promedio) para cada *cluster* sector-año, se realizan las «predicciones» sobre el componente normal de ajustes por devengo que deberían tener las empresas de evento.

En concreto, DECHOW, SLOAN y SWEENEY (1995) proponen una versión modificada del modelo de JONES (1991). En primer lugar, los coeficientes para cada *cluster* sector-año son estimados a partir del modelo de Jones original de acuerdo con la siguiente especificación:

$$\frac{ADC_{j,t}}{ATM_{j,t}} = \alpha_{s,t} \left(\frac{1}{ATM_{j,t}} \right) + \beta_{s,t} \left(\frac{\Delta INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} \right) + u_{j,t} \tag{9}$$

donde *j* son compañías no emisoras pertenecientes al mismo sector de actividad que la empresa emisora *i* y el subíndice *s* hace referencia al sector de actividad al que pertenece la compañía *i*. $ADC_{j,t}$ y $\Delta INCN_{j,t}$ son los ajustes por devengo de circulante y el cambio en el importe neto de la cifra de negocios en el año *t* para la compañía *j*, respectivamente. $ATM_{j,t}$ es el activo total medio calculado como media entre inicio y fin del ejercicio *t* para la compañía *j*. Esta regresión en sección cruzada es estimada para cada empresa emisora *i* y año *t* en el período analizado (del año - 3 al año + 3 relativo al año de la ampliación de capital).

Una vez que los coeficientes han sido estimados, DECHOW, SLOAN y SWEENEY (1995) sugieren un ajuste en el modelo original de Jones con el objeto de evitar errores en la estimación de los ajustes por devengo discrecionales cuando la discrecionalidad se ejerce a través de las ventas. Con esta modificación, el componente anormal de los ajustes por devengo se estima para las empresas de evento como:

$$AADC_{i,t} = \left(\frac{ADC_{i,t}}{ATM_{i,t}} \right) - \left[\hat{\alpha}_{s,t} \left(\frac{1}{ATM_{i,t}} \right) + \hat{\beta}_{s,t} \left(\frac{\Delta INCN_{i,t} - \overbrace{\Delta DOT_{i,t}}^{\text{ajuste}}}{ATM_{i,t}} \right) \right] \tag{10}$$

siendo $AADC_{i,t}$ el componente anormal de los ajustes por devengo de circulante y $\Delta DOT_{i,t}$ la variación en los deudores por operaciones de tráfico por la compañía *i* en el año *t*. El subíndice *s* que hace referencia al sector de actividad al que pertenece la empresa *i*.

4.2. Enfoque de datos de panel.

Para adoptar una doble óptica y aportar mayor robustez a los resultados, a continuación incluimos un enfoque de datos de panel. De cara a tener en cuenta los patrones temporales que pueden afectar a los componentes de los ajustes por devengo de explotación, se emplearán también estimaciones específicas que nos permitan explotar el contenido informativo que encierra cada panel de datos. A estos efectos, se emplearán como muestra de estimación los paneles sectoriales formados por las observaciones que no tengan ningún tipo de ampliación de capital no liberada y que dispongan de un mínimo de 4 observaciones en corte temporal.

En relación al método de estimación más adecuado para los modelos de ajustes por devengo, el problema de simultaneidad adquiere especial relevancia. Dicho problema venía dado por la presencia de variables no ortogonales entre los regresores. Si tenemos en cuenta los datos con los que se trabaja en el campo de la manipulación de beneficios, es más que probable que las variables explicativas que se introduzcan en el modelo estén correlacionadas con el residuo que engloba infinidad de motivos no considerados. Por tanto, al margen de las variables que cada autor proponga, el problema de endogeneidad seguirá estando presente, en mayor o menor medida, en la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo.

Por este motivo, para presentar una alternativa robusta al modelo en sección cruzada comentado más arriba que nos permita consolidar los resultados del trabajo, a continuación se tratará de abordar el problema de endogeneidad a través de la introducción de un componente de heterogeneidad inobservable en el modelo. Dicho componente recogerá una serie de características propias de la empresa que no son observables en sí mismas, o no son identificadas por el investigador y que pueden estar correlacionadas con el residuo que trata de emplearse como proxy de discrecionalidad. Podríamos citar características propias de cada empresa como un sistema de control interno más o menos efectivo que permita menor o mayor grado de discrecionalidad sobre la variable dependiente en cuestión. O bien, podría asociarse a la mayor o menor aversión al riesgo de los directivos de la empresa a que la discrecionalidad ejercida sea detectada en los procesos de auditoría y cause efectos negativos en su remuneración, estatus directivo, etc. Todos estos motivos pueden estar correlacionados con los regresores, por lo que cada una de las ecuaciones que se estiman en el trabajo, se estimará como un modelo de efectos fijos.

En concreto, el modelo de Jones (1991) modificado con datos de panel se estima como:

$$\frac{ADC_{j,t}}{ATM_{j,t}} = \eta_j + \sum_{y=1991}^{2002} DY_y \lambda_y + \alpha_s \left(\frac{1}{ATM_{j,t}} \right) + \beta_s \left(\frac{\Delta INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} \right) + u_{j,t} \quad (11)$$

Las variables que intervienen son las mismas que en la sección cruzada, a excepción de la introducción del término de heterogeneidad inobservable correlacionada que viene dado por el primer coeficiente de cada ecuación, así como por la introducción de variables binarias anuales $\{DY_y : y = 1991... 2002\}$ que tratan de captar posibles cambios en la media de las variables dependientes en función del ciclo en el que se encuentre la economía. Una vez estimado el anterior modelo de efectos fijos para las muestras de estimación formadas por los paneles sectoriales «limpios» de

manipulación, los coeficientes se emplean para «predecir» el componente anormal de manera análoga a como se comentó para el procedimiento en sección cruzada.

4.3. Ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento.

Tal y como señalan FIELDS, LYS y VINCENT (2001), el problema más relevante en el empleo de los ajustes por devengo anormales para el contraste de manipulación de resultados es el error de especificación que se genera cuando las empresas de la muestra experimentan elevados rendimientos. DECHOW, SLOAN y SWEENEY (1995) analizaron la especificación y potencia de los modelos de ajustes por devengo llegando a la conclusión de que los porcentajes de rechazo siempre superaban el tamaño nominal de los contrastes de manipulación de resultados. Investigaciones posteriores como GUAY, KOTHARI y WATTS (1996), HEALY (1996) y DECHOW, KOTHARI y WATTS (1998), también han verificado la correlación existente entre ajustes por devengo anormales y el rendimiento experimentado por la empresa. El problema puede ser explicado como un error de medida desde el punto de vista económico de acuerdo con el planteamiento teórico propuesto inicialmente por McNICHOLS y WILSON (1988). Dado que los ajustes por devengo discrecionales no son observables por los investigadores, se trabaja con una estimación basada en los modelos de ajustes por devengo anormales, por lo que se miden los ajustes por devengo discrecionales con error:

$$DAP_{it}^m = DA_{it} + \eta_{it}^m \quad (12)$$

donde DAP_{it}^m es el estimador que se emplea para los ajustes por devengo discrecionales de la empresa i en el año t en base al modelo m ; DA_{it} son los verdaderos ajustes por devengo discrecionales para la empresa i en el año t ; y η_{it}^m es el error de medida inducido por el modelo m para la empresa i en el año t .

Este error de medida no es un ruido blanco incorrelacionado y ha sido demostrado, en los artículos referenciados más arriba, que existe correlación dicho error de medida y el rendimiento económico de las empresas. Esta correlación es la causa de los serios problemas de inferencia señalados por FIELDS, LYS y VINCENT (2001). Tal y como se argumenta en KOTHARI, LEONE y WASLEY (2005), modelizar formalmente los ajustes por devengo como una función del rendimiento económico de las empresas, podría ser una solución, pero dicha tarea requeriría imponer una forma funcional específica que relacionara ambas magnitudes. La alternativa propuesta por estos autores consiste en controlar por el impacto del rendimiento sobre los ajustes por devengo anormales estimados, a través de la medición del exceso respecto de parejas de control seleccionadas por rendimiento (*performance matched abnormal accruals*). KOTHARI, LEONE y WASLEY (2005) demuestran que este procedimiento de control por rendimiento es crucial para el diseño de contrastes de manipulación de beneficios correctamente especificados.

El procedimiento que se ha seguido en el presente artículo para obtener los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento consiste en emparejar los ajustes por devengo anormales estimados para las empresas emisoras, con los ajustes por devengo anormales estimados para la empresa no emisora más próxima en términos de ROA (rentabilidad económica) en el mismo año y

sector. Las empresas no emisoras de control han sido filtradas para evitar la presencia de cualquier evento que pudiera inducir prácticas de manipulación de beneficios como ampliaciones de capital, fusiones, canjes de deuda, etc.

La hipótesis que subyace a este procedimiento basado en KOTHARI, LEONE y WASLEY (2005) es que los verdaderos ajustes por devengo discrecionales de las empresas de control son cero o cercanos a cero, y el único componente de los ajustes por devengo anormales estimados para dichas empresas se debe al común error de medida inducido por el rendimiento económico:

$$\begin{aligned}
 MDAP_{\text{empresa emisora},t}^m &= DAP_{\text{empresa emisora},t}^m - DAP_{\text{empresa control},t}^m; \\
 MDAP_{\text{empresa emisora},t}^m &= \left(\underbrace{DA_{\text{empresa emisora},t}}_{\text{Manipulación Beneficio} \Rightarrow DA \neq 0} + \eta_{\text{empresa emisora},t}^m \right) - \left(\underbrace{DA_{\text{empresa control},t}}_{\text{No Manipula Beneficio} \Rightarrow DA = 0} + \eta_{\text{empresa control},t}^m \right); \quad (13) \\
 MDAP_{\text{empresa emisora},t}^m &= DA_{\text{empresa emisora},t} + \underbrace{(\eta_{\text{empresa emisora},t}^m - \eta_{\text{empresa control},t}^m)}_{\text{ROA control} \Rightarrow \cong 0} \cong DA_{\text{empresa emisora},t}
 \end{aligned}$$

donde, $MDAP_{i,t}^m$ son los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento para la empresa i en el período t empleando el modelo de estimación m ; $DAP_{i,t}^m$ son los ajustes por devengo anormales para la empresa i en el período t empleando el modelo de estimación m ; $DA_{i,t}$ son los verdaderos ajustes por devengo discrecionales para la empresa i en el período t ; y η_{it}^m es el error de medida inducido por el modelo m para la empresa i en el año t .

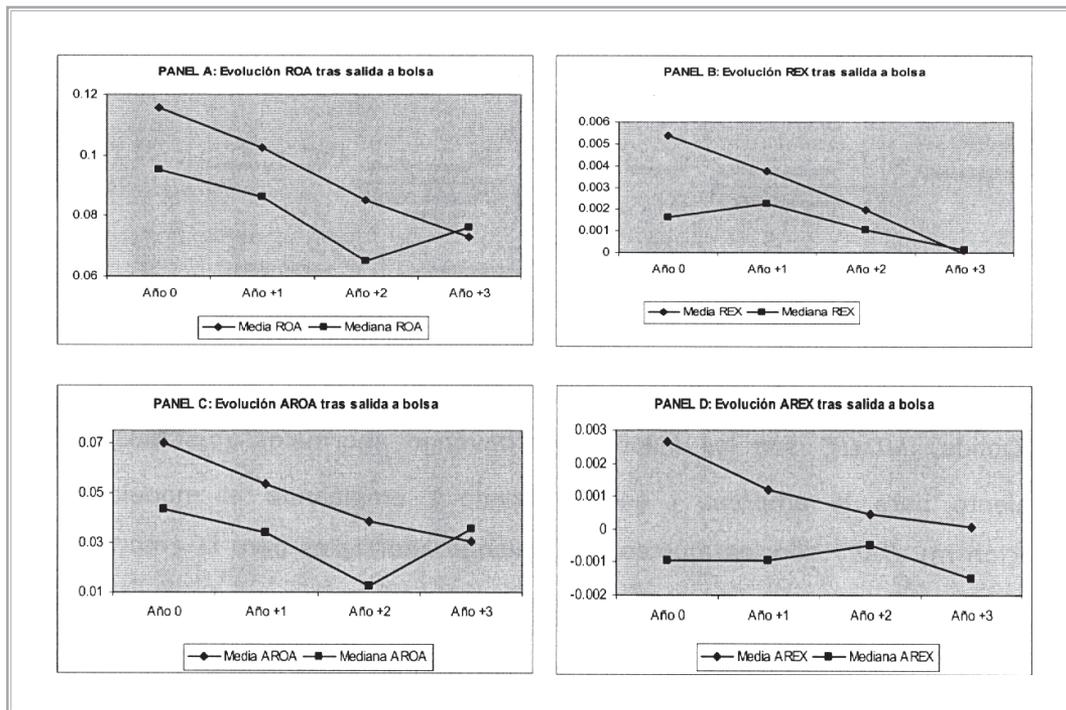
5. MANIPULACIÓN DE BENEFICIOS EN LAS SALIDAS A BOLSA

5.1. Evolución del ROA.

El proceso de salida a bolsa es especialmente susceptible a la manipulación de beneficios debido a la elevada asimetría informativa existente en el momento de la operación cuando los inversores tienen escaso conocimiento sobre la empresa y los analistas financieros están iniciando la cobertura de esta nueva compañía. En este contexto, las empresas tienen incentivos a involucrarse en comportamientos oportunistas publicando resultados contables elevados para maximizar el precio de salida. En el **gráfico 4** se puede observar la evolución de los resultados contables desde el año de salida a bolsa hasta los tres ejercicios siguientes.

Gráfico 4. Comportamiento del ROA tras la salida a bolsa

ROA: rentabilidad sobre el activo o rentabilidad económica; *REX*: resultado extraordinario deflactado por activo total retardado; *ARO*A: ROA anormal medido como el exceso respecto de la mediana de las empresas no emisoras en el mismo sector y año; *AREX*: REX anormal medido como el exceso respecto de la mediana de las empresas no emisoras en el mismo sector y año.



Tal y como se ilustra en el panel A del **gráfico 4**, la rentabilidad económica (ROA) presenta su máximo valor en el año de la oferta para revertir con posterioridad. Adicionalmente, esta pauta de comportamiento se detecta tanto en media como en mediana. Con el objetivo de controlar por el importe normal de reversión en media en el ROA, en el panel C del **gráfico 4**, se muestra el exceso de ROA de las empresas que salen a bolsa respecto de sus parejas de control representadas por las medianas de ROA en su misma combinación sector-año para las empresas sin evento. Se verifica cómo este exceso de ROA anormal reproduce exactamente el mismo patrón temporal, tanto en media como en mediana. Estos resultados sugieren un esfuerzo por parte de las empresas que salen a bolsa para manipular al alza sus beneficios en el año de evento, revirtiendo en un posterior declive en los años siguientes. Los paneles B y D del **gráfico 4** muestran el perfil temporal del resultado extraordinario publicado por las empresas de evento (REX). El patrón observado por término medio es similar al observado en ROA, antes y después de ajustar por las parejas sector-año de las muestras de control de empresas sin evento. No obstante, empleando las medianas la evolución no es tan clara. Estos resultados sugieren que hay empresas concretas que al salir a bolsa publican REX anormalmente elevados con el objetivo de maximizar el resultado neto publicado, pero no parece ser una práctica generalizada. Este resultado es consistente con las diferentes opciones contables para REX y ROA. El

REX es claramente observable por los inversores, mientras que las prácticas de manipulación sobre el ROA implementadas a través de los ajustes por devengo son prácticamente opacas al inversor.

Cuadro 3. Comportamiento del ROA tras la salida a bolsa.

VROAj: variación en la rentabilidad económica (ROA) desde el año de evento al año *j*; *VAROAJ*: variación en el ROA anormal medido como el exceso respecto de la mediana de las empresas de control en el mismo sector y año, desde el año de evento al año *j*; *Obs*: número de observaciones; p-valor media: p-valor del contraste biltateral de la hipótesis nula de que la media sea cero; p-valor mediana: p-valor del contraste robusto de Wilcoxon de la hipótesis nula de que la mediana sea cero. Los coeficientes significativos, al menos al 10% de tamaño nominal de contraste, se resaltan en negrita.

PANEL A: Variación del ROA tras la fecha de salida a bolsa					
	Obs	Media	p-valor media	Mediana	p-valor mediana
VROA1	40	- 0.013	(0.01)	- 0.007	(0.01)
VROA2	40	- 0.030	(0.00)	- 0.024	(0.00)
VROA3	40	- 0.043	(0.00)	- 0.023	(0.00)
PANEL B: Variación del AROA tras la fecha de salida a bolsa					
	Obs	Media	p-valor media	Mediana	p-valor mediana
VAROA1	40	- 0.011	(0.05)	- 0.005	(0.09)
VAROA2	40	- 0.028	(0.00)	- 0.022	(0.00)
VAROA3	40	- 0.035	(0.00)	- 0.013	(0.19)

El **cuadro 3** presenta la significatividad estadística del comportamiento del ROA. En el panel A, se puede observar un progresivo declive en dicha magnitud que es estadísticamente distinto de cero para los períodos de uno, dos y tres años. Concretamente, al año siguiente a la salida a bolsa, las empresas de evento experimentan una caída de 1.35 puntos porcentuales, que es estadísticamente distinta de cero con un p-valor del 1.2%. Si se extiende el horizonte de análisis hasta dos años (tres años) después del evento, el declive es superior a los 3 puntos porcentuales (4 puntos porcentuales) y estadísticamente significativo con un p-valor prácticamente nulo. Centrando la atención en las medianas, se puede corroborar exactamente el mismo patrón de comportamiento en el ROA.

Si se atiende al panel B del **cuadro 3**, se puede observar cómo la caída en el ROA de las empresas que salen a bolsa es significativamente superior a la de sus parejas de control por sector y año. El declive medio en el ROA anormal para el primer año tras el evento es superior al 1% y estadísticamente significativo con un p-valor del 5%. La caída para los dos y tres años posteriores es incluso superior y está respaldada con p-valores muy cercanos a cero. Si analizamos el comportamiento de las medianas del ROA anormal, una vez más, los resultados muestran una caída en los períodos de uno, dos y tres años tras la salida a bolsa; aunque en este caso la caída para el horizonte temporal de tres años no es estadísticamente significativa.

5.2. Ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento.

Hasta el momento no se ha contrastado la existencia de manipulación de beneficios, únicamente se ha verificado que las empresas que salen a bolsa experimentan reversiones anormales en ROA en los años posteriores. La siguiente cuestión es contrastar explícitamente la existencia de manipulación de beneficios en el año de evento. Para ello, se emplean los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento según se ha descrito en el apartado cuarto. Los principales resultados se sintetizan en el **cuadro 4**.

En el panel A del **cuadro 4** se observa cómo los ajustes por devengo anormales ajustados estimados en base al modelo de Jones modificado con una especificación en sección cruzada, presentan una media positiva y significativamente distinta de cero (p-valor 6%) en el año de salida a bolsa. En los años siguientes, los valores no son estadísticamente diferentes de cero, sugiriendo que únicamente se dan prácticas de manipulación de beneficios en el año de evento. Este patrón de comportamiento también se observa en medianas aunque sin significatividad estadística.

Cuadro 4. Ajustes por devengo anormales ajustados por ROA tras la salida a bolsa.

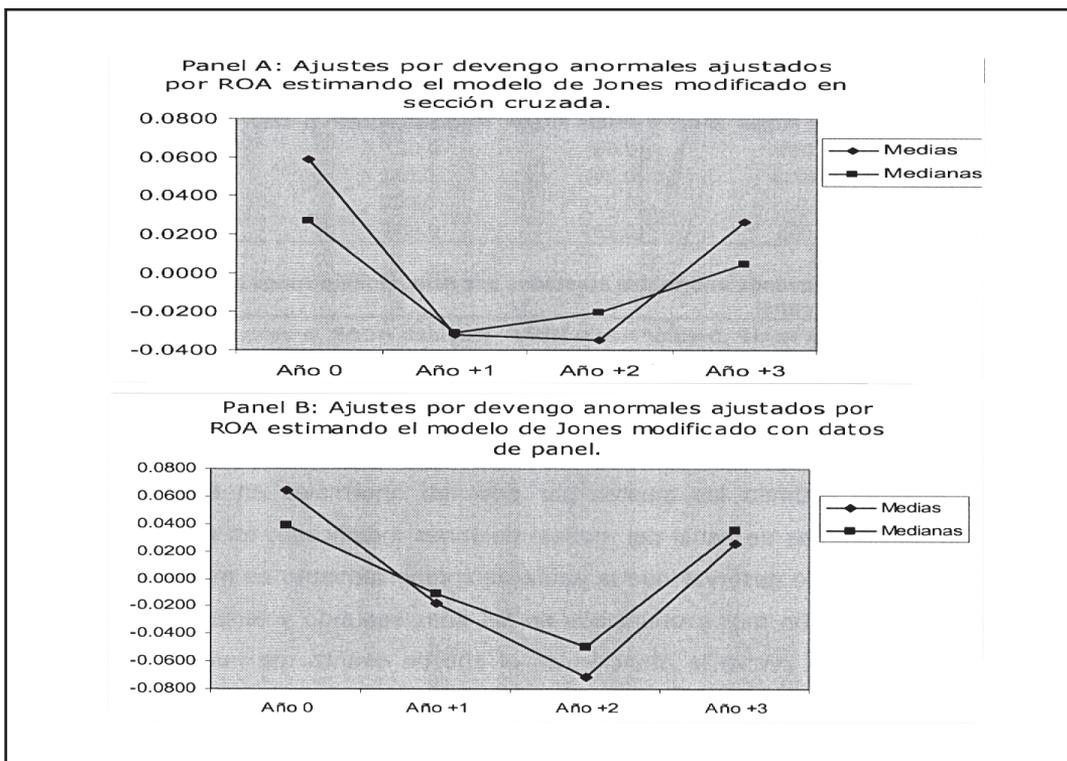
Obs: número de observaciones; *Media MDAP*: media de los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento estimados según el modelo que se indica en cada panel; p-valor media: p-valor del contraste bilateral de la hipótesis nula de que Media (MDAP) = 0; p-valor mediana: p-valor del contraste robusto de Wilcoxon de la hipótesis nula de que Mediana (MDAP) = 0; *Año evento*: año de salida a bolsa; *Año +j*: año *j* relativo al año de evento; los coeficientes significativos, al menos al 10% de tamaño nominal de contraste, se resaltan en negrita.

Panel A: ajustes por devengo anormales ajustados por ROA. Modelo Jones modificado estimado en sección cruzada					
	Obs	Media MDAP	p-valor Media MDAP	Mediana MDAP	p-valor mediana MDAP
Año Evento	37	0.058	(0.06)	0.027	(0.25)
Año +1	37	-0.032	(0.39)	-0.031	(0.61)
Año +2	37	-0.035	(0.27)	-0.020	(0.18)
Año +3	37	0.026	(0.28)	0.004	(0.25)
Panel B: ajustes por devengo anormales ajustados por ROA. Modelo Jones modificado estimado con datos de panel					
	Obs	Media MDAP	p-valor Media MDAP	Mediana MDAP	p-valor mediana MDAP
Año Evento	39	0.064	(0.08)	0.033	(0.33)
Año +1	39	-0.017	(0.57)	-0.010	(0.74)
Año +2	39	-0.071	(0.00)	-0.049	(0.19)
Año +3	39	0.025	(0.36)	0.035	(0.33)

Cuando se estiman los ajustes por devengo anormales en base a la especificación de datos de panel del modelo de Jones modificado, en el panel B de la **tabla 4** se puede observar que la pauta de comportamiento es muy similar pero con una reversión más pronunciada en los años segundo y tercero tras la salida a bolsa. Si se centra la atención en el año de evento, de nuevo, unos ajustes por devengo anormales ajustados positivos y estadísticamente significativos sugieren que las empresas que salen a bolsa están haciendo un esfuerzo para elevar el resultado publicado en dicho ejercicio. No obstante, en términos de medianas, los p-valores de los contrastes no paramétricos no permiten corroborar este hipotético comportamiento oportunista ⁵.

Los principales resultados presentados en el **cuadro 4** se muestran gráficamente en el **gráfico 5** donde puede observarse el patrón de comportamiento descrito con el máximo valor en el año de evento seguido por una reversión en los años +1 y +2. En el año +3 aparece un pico en los ajustes por devengo anormales que, en ningún caso, es significativamente distinto de cero. La principal conclusión que puede extraerse de este subapartado es que las prácticas de manipulación de beneficios están presentes en algunas de las empresas que salen a bolsa y provocan fuertes reversiones en el ROA de los años posteriores.

Gráfico 5. Ajustes devengo anormales ajustados por ROA en empresas emisoras.



⁵ La réplica de este análisis en base al modelo de POVEDA (2005) reporta resultados estadísticamente significativos, tanto en media como en mediana. Dichos resultados están disponibles para el lector bajo petición a los autores.

5.3. Manipulación de beneficios y posterior reversión del ROA.

Tras haber analizado el comportamiento de los ajustes por devengo anormales, en base a distintos modelos y especificaciones, y tras ajustar cada medida emparejando con empresas de control por ROA, sector y año, los resultados sugieren que las empresas que salen a bolsa implementan, en determinados casos, prácticas de manipulación de beneficios para maximizar los precios de salida. En este contexto, es importante corroborar si los ajustes por devengo anormales detectados en el año de evento están relacionados con el declive observado en el ROA en los años siguientes a la operación de salida a bolsa. A estos efectos, se estima la siguiente ecuación:

$$VROA_{i\tau} = \alpha + \beta MDAP_i^0 + u_i \tag{14}$$

donde, $VROA_{i\tau}$ es la variación en el ROA para la empresa i desde el año de evento hasta el año τ ; $MDAP_i^0$ son los ajustes por devengo anormales ajustados que se estiman para la empresa i el año de evento; y u_i es el residuo aleatorio.

Cabe esperar un valor negativo para el coeficiente beta, que reflejaría que un mayor nivel de manipulación contable alcista en el año de evento, implicará una reversión más pronunciada en el ROA de los años siguientes. Adicionalmente, modificando el horizonte temporal τ , puede comprobarse el alcance de los efectos de la manipulación sobre los posteriores resultados. En este sentido, dado que se está empleando una medida de ajustes por devengo de circulante, cabe esperar una fuerte relación en el corto plazo, pero no en horizontes más largos.

Cuadro 5. Ajustes devengo anormales ajustados y posteriores reversiones en ROA.

$VROA_i^\tau$: variación en la rentabilidad económica (ROA) para la empresa i desde el año de evento al año τ ; $MDAP_i^0$: ajustes por devengo anormales ajustados por ROA estimados para la empresa i en el año de evento; β : coeficiente estimado para $MDAP_i^0$ en la regresión que se indica en cada panel; *p-valor* β : *p-valor* del contraste bilateral de la hipótesis nula $\beta = 0$ aplicado con varianzas robustas; *mdapcs_jm*: ajustes por devengo anormales ajustados por ROA estimados en base al modelo de Jones modificado en sección cruzada; *mdappd_jm*: ajustes por devengo anormales ajustados por ROA estimados en base al modelo de Jones modificado con datos de panel; *Obs*: número de observaciones disponibles para cada estimación; $SLGRW_i^0$: ratio de crecimiento de ventas para la empresa i en el año de evento; $PPEGRW_i^0$: ratio de crecimiento de los elementos de inmovilizado para la empresa i en el año de evento; los coeficientes significativos, al menos al 10% de tamaño nominal de contraste, se resaltan en negrita.

Panel A: $VROA_{i\tau} = \alpha + \beta \cdot MDAP_i^0 + u_i$							
		VROA1		VROA2		VROA3	
	Obs	β MDAP	<i>p-valor</i> β	β MDAP	<i>p-valor</i> β	β MDAP	<i>p-valor</i> β
mdapcs_jm	37	-0.064	(0.06)	-0.054	(0.52)	-0.058	(0.53)
mdappd_jm	39	-0.043	(0.06)	-0.014	(0.79)	-0.002	(0.96)

.../...

.../...

Panel B: $VROA_{it} = \alpha^* + \beta^* \cdot MDAP_i^0 + \gamma^* \cdot SLGRW_i^0 + \lambda^* \cdot PPEGRW_i^0 + u_i^*$							
		VROA1		VROA2		VROA3	
	Obs	β^* MDAP	p-valor β^*	β^* MDAP	p-valor β^*	β^* MDAP	p-valor β^*
mdapcs_jm	37	-0.061	(0.08)	-0.046	(0.56)	-0.048	(0.59)
mdappd_jm	39	-0.062	(0.07)	-0.044	(0.41)	0.009	(0.51)

En el panel A del **cuadro 5**, puede observarse que el coeficiente beta de la expresión (14) es negativo en prácticamente todos los casos, mostrando que cuanto mayor es el incremento artificial inducido en el beneficio del año de evento, más fuerte es la reversión posterior del ROA. Empleando el modelo de Jones modificado (en sección cruzada y con datos de panel) para medir el grado de manipulación en el año de evento, la reversión en ROA en el año inmediatamente posterior provocada por dicho componente de manipulación es negativo (entre -0.064 y -0.043) y estadísticamente significativo con p-valores del 6%. Para los períodos de dos y tres años tras la salida a bolsa, los coeficientes también son negativos, pero no son estadísticamente significativos.

Tal y como se apunta en RANGAN (1998), las empresas que experimentan fuertes incrementos en sus ventas son más proclives a atraer nuevas empresas competidoras a su sector de actividad provocando un aumento de la competencia y una caída en los márgenes de los años siguientes. De este modo, las empresas que deciden salir a bolsa con fuertes ratios de crecimiento en las ventas en el año cero, experimentarán declives de ROA en los años posteriores que no estarán relacionados con prácticas de manipulación de ningún tipo. Adicionalmente, RANGAN (1998), también señala que las empresas que invierten en el año cero en proyectos que generan beneficios a medio o largo plazo, verán reflejado un decremento en el ROA de los años posteriores de manera sistemática y, de nuevo, sin relación alguna con comportamientos oportunistas. Para controlar estas normales reversiones en ROA, se introducen en el modelo como variables de control, los ratios de crecimiento de las ventas en el año cero, así como los ratios de crecimiento de los bienes de inversión en el año cero. Los resultados de estos contrastes se sintetizan en el panel B del **cuadro 5**.

Los resultados del panel B son muy similares a los obtenidos en el panel A. El coeficiente de los ajustes por devengo anormales se mantiene negativo y estadísticamente significativo para todas las medidas de manipulación de beneficios empleadas cuando se centra la atención en la reversión a un año del ROA. Para los períodos de dos y tres años tras la salida a bolsa, el cambio en ROA parece estar negativamente relacionado con el grado de manipulación del año de evento, aunque los coeficientes carecen de significatividad estadística.

Se puede concluir que los resultados apuntan la existencia de prácticas de manipulación contable para elevar artificialmente el resultado publicado por las empresas que salen a bolsa. Adicionalmente, los ajustes por devengo anormales introducidos por los directivos en el año de

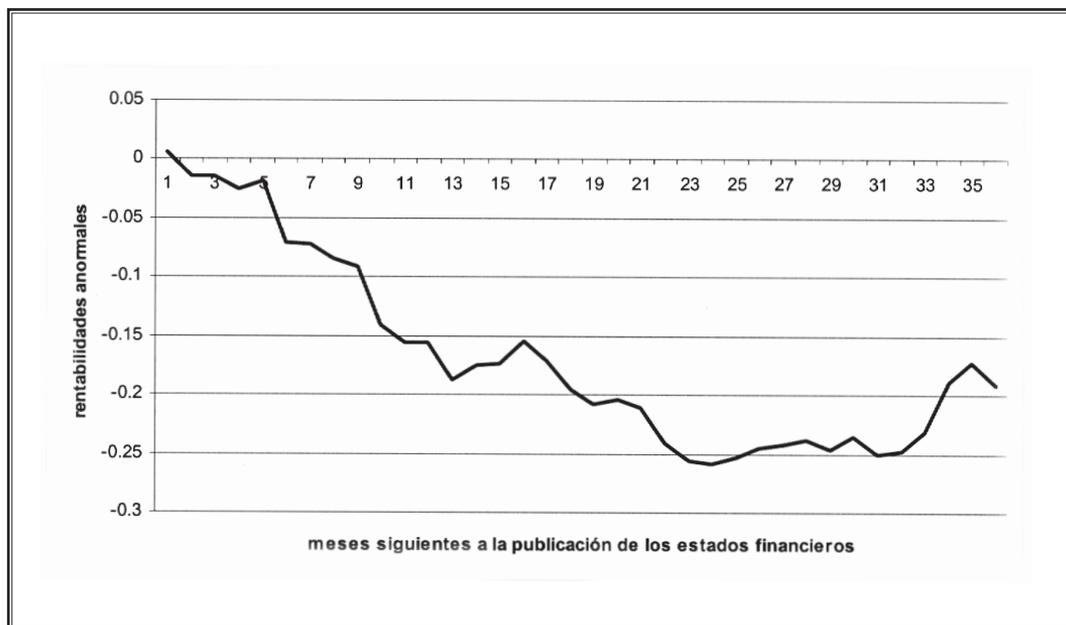
evento para maximizar el precio de salida, se traducen en una reversión del ROA en los años siguientes. En este contexto, la cuestión que surge es analizar si dichas prácticas de manipulación guardan alguna relación con el bajo rendimiento de las acciones que se ha observado tras las salidas a bolsa. En otras palabras, ¿conducen los ajustes por devengo anormales a una sobrevaloración de los precios de salida que es gradualmente corregida por el mercado provocando el negativo comportamiento observado en las rentabilidades a medio y largo plazo?

6. MANIPULACIÓN DE BENEFICIOS Y RENTABILIDADES POST-OFFERTA

Centramos ahora nuestra atención en si el declive en las rentabilidades con posterioridad a la oferta pública puede explicarse por el tratamiento previo de los resultados contables. Si los potenciales suscriptores de las acciones se guían por los beneficios publicados y no son conscientes de que éstos están inflados por ajustes por devengo discrecionales, estarán dispuestos a pagar un precio excesivo por los títulos. Dado que la información sobre la empresa se va revelando a lo largo del tiempo en el período post-oferta, los inversores irán corrigiendo gradualmente la sobrevaloración inicial. De esta forma, cuanto mayor sea la manipulación alcista de los beneficios de las empresas emisoras, mayor será la posterior corrección a la baja en el precio. Así, examinamos si los ajustes por devengo inusualmente elevados detectados en el año de la emisión predicen la variabilidad en sección cruzada de las rentabilidades anormales a largo plazo.

Como explicamos previamente, para el análisis del tratamiento contable de los resultados empleamos la información de los ajustes por devengo de los estados financieros del año de la emisión. Para que el inversor pueda implementar la estrategia, esta información contable debe estar disponible con anterioridad al período de cómputo de las rentabilidades. Con esta idea, examinamos las rentabilidades post-oferta comenzando el mes posterior a la publicación de los estados financieros como proponen TEOH, WELCH y WONG (1998) o RANGAN (1998). De esta forma, aplicamos aquí los procedimientos metodológicos explicados en la sección 3 para analizar la evolución de la rentabilidad de las compañías emisoras tras la publicación de los estados financieros del año de la oferta.

El **gráfico 6** muestra la rentabilidad anormal media de las compañías emisoras para el período de 36 meses siguientes a la publicación del resultado. Como esta publicación es varios meses después de la salida a bolsa, en este gráfico no se observan las rentabilidades anormales positivas detectadas en el **gráfico 2** en los primeros meses después de la emisión. Ahora observamos cómo a partir del segundo mes las rentabilidades ajustadas son negativas y experimentan una caída progresiva hasta el mes 24. A partir de ese punto las rentabilidades anormales, aunque todavía altamente significativas, experimentan una ligera mejora.

Gráfico 6. Rentabilidades post-oferta tras la publicación de los estados financieros.

El **cuadro 6** muestra la media de las rentabilidades anormales compuestas para el período de 12, 24 y 36 meses posteriores a la publicación de los estados financieros de las compañías que salen a bolsa. Las rentabilidades ajustadas por mercado son negativas y significativas para los tres períodos analizados. En concreto, para el año siguiente a la emisión la media de la rentabilidad anormal de las empresas emisoras es de un -14.08% , con un p-valor estadístico del 1% . Para el período de dos años, las rentabilidades anormales empeoran siendo su valor medio de -25.51% también significativo a un nivel del 1% . Finalmente, aunque los rendimientos anormales experimentan una ligera recuperación para el período de tres años, la rentabilidad anormal media es de -24.17% una vez más estadísticamente significativa al 1% . Comparando estos resultados con los obtenidos en el **cuadro 2**, observamos que aquí las rentabilidades ajustadas son más negativas para los tres períodos analizados. Esto se debe al retardo en el inicio del período de análisis que implica la exclusión de los primeros meses posteriores a la oferta donde las rentabilidades anormales son positivas.

Análogamente al apartado 3, también analizamos la rentabilidad anormal mensual media estimada con el modelo de FAMA y FRENCH (1993) en tiempo de calendario. Los resultados se recogen en el panel B del **cuadro 6** y confirman la evidencia del panel A. El intercepto del modelo de FAMA y FRENCH, α_p , que mide la rentabilidad anormal mensual media para las compañías emisoras, es negativo y significativo para los tres horizontes temporales analizados.

Cuadro 6. Rentabilidades post-oferta tras la publicación de los estados financieros.

El panel A muestra la rentabilidad anormal media de las empresas emisoras para el período de uno, dos y tres años siguientes a la publicación de los estados financieros. Este panel también recoge los resultados del test tradicional de la t y del test de la t ajustada por la asimetría empleando la técnica *bootstrap* para evaluar la significatividad estadística. El panel B muestra la rentabilidad anormal mensual media en el período post-oferta estimada con el modelo de FAMA y FRENCH con regresiones en tiempo de calendario.

Panel A: rentabilidades anormales en el período post-oferta.						
Período de análisis	AACoR (%)	Estadístico t tradicional	p-valor bootstrap	Coficiente asimetría	Est. t ajustado asimetría	p-valor bootstrap
12 meses	- 14.08%	- 2.98	(0.01)	0.64	- 2.69	(0.01)
24 meses	- 25.51%	- 4.40	(0.00)	0.90	- 3.51	(0.00)
36 meses	- 24.17%	- 2.53	(0.02)	0.45	- 2.37	(0.02)
Panel B: rentabilidad anormal mensual media con FAMA-FRENCH en tiempo de calendario.						
Período de análisis	$\hat{\alpha}_p$ (%)	Estadístico t	p-valor			
12 meses	- 0.74%	- 1.86	(0.06)			
24 meses	- 1.00%	- 3.02	(0.00)			
36 meses	- 0.56%	- 2.14	(0.03)			

Nuestro interés es evaluar si los ajustes contables discrecionales influyen en estas rentabilidades. Para ello en primer lugar analizamos la diferencia en rentabilidades entre terciles construidos en base a los ajustes por devengo discrecionales del año de la oferta. Alternativamente, examinamos el poder explicativo de los ajustes contables en las rentabilidades anormales a través de un análisis de regresión.

6.1. Rentabilidades post-oferta en carteras por ajustes discrecionales.

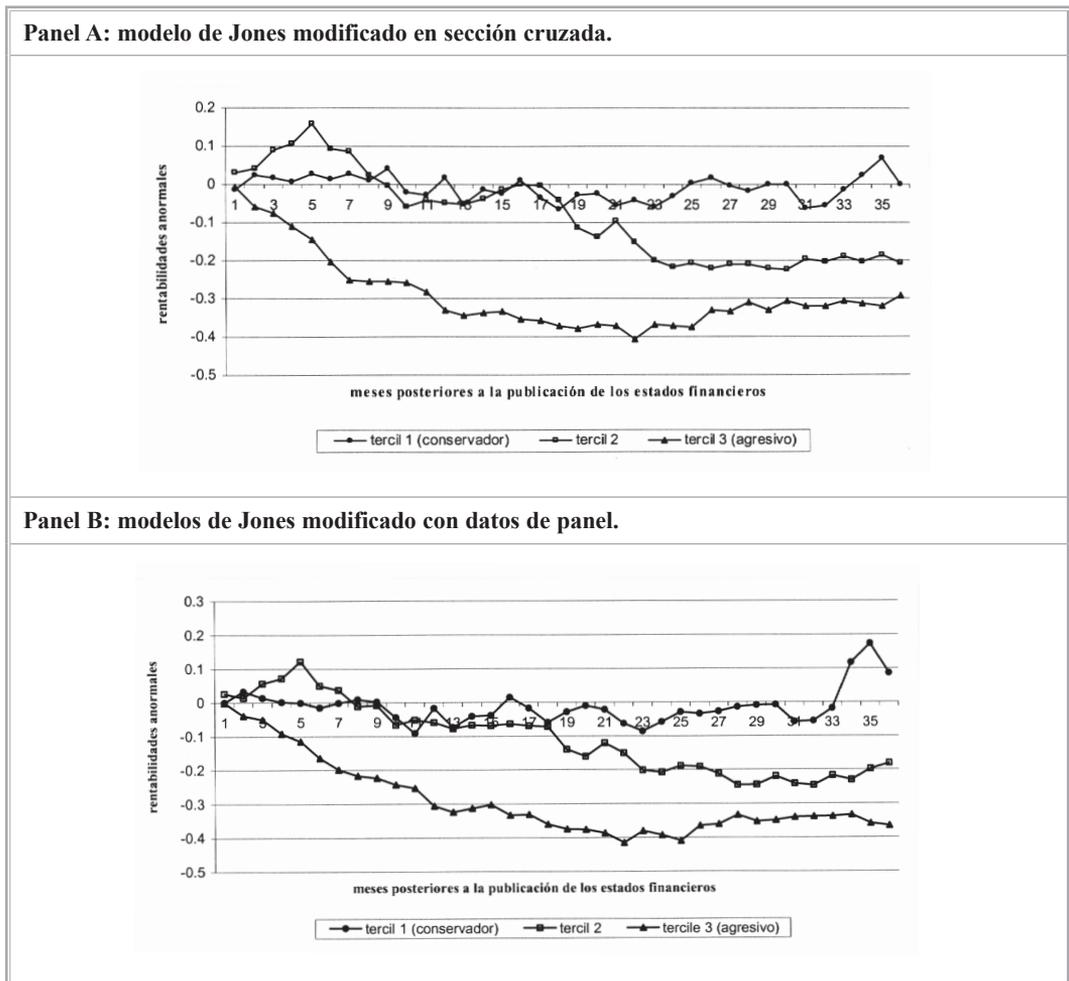
Aquí estudiamos la relación entre ajustes por devengo discrecionales y rentabilidades anormales post-oferta examinando la evolución de tres carteras constituidas en base a estos ajustes en el año de la emisión. En concreto, los terciles se forman agrupando las empresas de la muestra en base a sus ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento.

El **gráfico 7** muestra las rentabilidades de las empresas emisoras agrupadas en terciles en base a los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento. Empleamos los dos procedimientos explicados previamente para estimar estos ajustes anormales. El panel A del **gráfico 7** ilustra los resultados cuando el modelo de Jones modificado en sección cruzada se emplea para estimar los ajustes por devengo anormales. En este gráfico se observa cómo la rentabilidad ajustada de las em-

presas emisoras del primer tercil, conservador en ajustes por devengo, oscila en torno a cero. Las empresas del segundo tercil sufren una ligera caída en sus rendimientos, mientras que la rentabilidad anormal cae de forma muy pronunciada para las compañías del tercer tercil. Así, los resultados muestran cómo cuando mayores son los ajustes discretionales peor es la evolución de la rentabilidad post-emisión. El panel B recoge los resultados cuando el modelo de Jones modificado se estima con datos de panel. En este segundo gráfico observamos de nuevo el mismo comportamiento, una relación negativa entre estos ajustes contables y las rentabilidades posteriores.

El **cuadro 7** recoge las rentabilidades anormales compuestas y su significatividad estadística para los tres terciles en el período de uno, dos y tres años siguientes al evento. El panel A recoge los resultados cuando el modelo de Jones modificado en sección cruzada se emplea para estimar los ajustes discretionales.

Gráfico 7. Rentabilidades post-oferta de terciles por ajustes discretionales.



Como se observaba en el **gráfico 7**, cuanto mayores son estos ajustes, peores son las rentabilidades post-emisión. En concreto, para el período de un año la rentabilidad anormal media para las empresas emisoras del primer tercil es 1.66%, empeorando para el segundo tercil con un valor medio de -4.66%. Ambos valores no son estadísticamente diferentes de cero ni con el test tradicional de la t ni con test ajustado por asimetría. Con respecto al tercer tercil, observamos cómo la rentabilidad anormal media es mucho más negativa con un valor de -33.21%, estadísticamente significativa con un p-valor de cero.

Cuadro 7. Rentabilidades post-oferta de carteras por ajustes discrecionales.

Este cuadro recoge la rentabilidad anormal media para las empresas emisoras agrupadas en terciles en base a los ajustes por devengo discrecionales. Se muestran también los resultados del test tradicional de la t y del test de la t ajustada por asimetría empleando el procedimiento *bootstrap* para evaluar la significatividad estadística de las rentabilidades anormales. $T1$ es el tercil conservador, es decir, el compuesto por las compañías con bajos ajustes discrecionales. $T2$ es el tercil intermedio y $T3$ es el tercil agresivo, que agrupa las empresas con elevados ajustes por devengo anormales.

Panel A: modelo de Jones modificado en sección cruzada.									
	12 meses post-oferta			24 meses post-oferta			36 meses post-oferta		
Terciles	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3
AACoR(%)	1.66	-4.66	-33.21	-2.98	-21.71	-37.31	0.02	-20.76	-29.21
Estadístico t	0.14	-0.49	-3.76	-0.20	-1.68	-5.64	0.00	-0.90	-2.41
p-valor bootst.	(0.85)	(0.70)	(0.00)	(0.89)	(0.23)	(0.00)	(1.00)	(0.38)	(0.04)
Est. t aj. asim.	0.16	-0.44	-4.37	-0.17	-1.37	-4.11	0.02	-0.93	-1.35
p-valor bootst.	(0.86)	(0.67)	(0.00)	(0.87)	(0.21)	(0.00)	(1.00)	(0.38)	(0.10)
Panel B: modelo de Jones modificado con datos de panel.									
	12 meses post-oferta			24 meses post-oferta			36 meses post-oferta		
Terciles	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3
AACoR(%)	-1.73	-5.95	-30.61	-5.85	-20.77	-39.28	8.57	-18.13	-36.53
Estadístico t	-0.13	-0.69	-3.79	-0.36	-2.04	-5.23	0.34	-1.50	-1.97
p-valor bootst.	(0.91)	(0.55)	(0.00)	(0.75)	(0.08)	(0.00)	(0.72)	(0.24)	(0.05)
Est. t aj. asim.	-0.11	-0.64	-3.93	-0.34	-1.55	-3.83	0.36	-1.32	-1.82
p-valor bootst.	(0.90)	(0.53)	(0.00)	(0.74)	(0.17)	(0.00)	(0.72)	(0.21)	(0.09)

Si nos fijamos en la rentabilidad de los terciles para el período de dos años detectamos un comportamiento muy similar. Los terciles con ajustes discrecionales más elevados experimentan peores rentabilidades anormales. Concretamente, las rentabilidades ajustadas para el primer y segundo tercil son -2.98% y -21.71% , respectivamente y no son estadísticamente significativas. Sin embargo, la rentabilidad anormal para el tercer tercil es -37.31% altamente significativa con ambos test. Si nos fijamos en el período de tres años, una vez más la rentabilidad de los terciles experimenta el mismo comportamiento. En este caso, la rentabilidad anormal media para el primer y segundo tercil es de 0.02% y -20.76% , respectivamente y no son estadísticamente significativas; siendo las rentabilidades ajustadas para el tercer tercil agresivo de -29.21% y estadísticamente significativas. De esta forma, los resultados del panel A confirman que el mal comportamiento de las rentabilidades tras la emisión es más pronunciado para las compañías con mayores ajustes anormales. De hecho, las rentabilidades ajustadas son sólo significativas para el tercer tercil.

En el panel B se recogen los resultados cuando el modelo de Jones modificado se estima con datos de panel. Observamos exactamente el mismo comportamiento de las rentabilidades entre terciles. Para los tres horizontes analizados, las rentabilidades anormales son progresivamente más negativas para los terciles más agresivos en ajustes por devengo discrecionales, siendo las rentabilidades ajustadas negativas estadísticamente significativas sólo para el tercil más agresivo.

Alternativamente, podemos estudiar la relación entre tratamiento del resultado contable y rentabilidades post-emisión empleando la metodología en tiempo de calendario. Como explicamos en la sección 3, este procedimiento analiza la rentabilidad de las empresas emisoras para el período de uno, dos y tres años siguientes, examinando la estrategia consistente en mantener una cartera que está compuesta en cada mes de calendario por los títulos de las compañías que han salido a bolsa en los últimos 12, 24 y 36 meses, respectivamente.

En el panel B del **cuadro 2** se observaba cómo la rentabilidad anormal mensual media de la cartera de calendario era estadísticamente negativa para el período de uno, dos y tres años. Para detectar si existe relación entre las prácticas de manipulación y estas rentabilidades anormales negativas aplicamos el procedimiento de calendario explicado previamente a cada tercil. En el **cuadro 8** se muestran los resultados para las dos alternativas de estimación de los ajustes discrecionales. En el panel A, se recogen los resultados obtenidos con el modelo de Jones modificado en sección cruzada. Para el período de un año, la rentabilidad anormal mensual media, para las empresas emisoras del primer tercil es 0.73% , empeorando para el segundo tercil con un valor medio mensual de -0.28% . En cualquier caso, ambos valores carecen de significatividad estadística. Si nos fijamos en el tercer tercil, podemos observar cómo la rentabilidad anormal media mensual es mucho más negativa con un valor de -1.09% , estadísticamente significativo.

Cuadro 8. Análisis tiempo de calendario para los terciles por ajustes discretos.

Este cuadro muestra la rentabilidad anormal media mensual para los terciles de empresas emisoras en el período de uno, dos y tres años siguientes. La rentabilidad anormal media mensual, $\hat{\alpha}_p$, se estima como el intercepto del modelo de FAMA y FRENCH con regresiones en tiempo de calendario. *T1* es el tercil conservador, es decir, el compuesto por las compañías con bajos ajustes discretos. *T2* es el tercil intermedio y *T3* es el tercil agresivo, que agrupa las empresas con elevados ajustes por devengo anormales.

Panel A: modelo de Jones modificado en sección cruzada.									
	12 meses post-oferta			24 meses post-oferta			36 meses post-oferta		
Terciles	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3
$\hat{\alpha}_p$ (%)	0.73	-0.28	-1.09	-0.34	-0.54	-2.52	0.01	-0.27	-0.86
Estadístico t	0.99	-0.34	-1.88	-0.58	-0.86	-3.31	0.02	-0.59	-1.67
p-valor	(0.32)	(0.73)	(0.06)	(0.56)	(0.39)	(0.00)	(0.99)	(0.56)	(0.09)
Panel B: modelo de Jones modificado con datos de panel.									
	12 meses post-oferta			24 meses post-oferta			36 meses post-oferta		
Terciles	T1	T2	T3	T1	T2	T3	T1	T2	T3
$\hat{\alpha}_p$ (%)	0.10	-1.29	-1.31	-0.30	-2.24	-2.82	0.19	-0.26	-1.28
Estadístico t	0.15	-1.10	-2.07	-0.60	-1.67	-3.47	0.37	-0.31	-2.46
p-valor	(0.88)	(0.27)	(0.04)	(0.55)	(0.10)	(0.00)	(0.71)	(0.76)	(0.01)

Si analizamos los terciles para el período de dos años, detectamos un comportamiento muy similar en los interceptos de las regresiones. Los terciles con mayores ajustes discretos experimentan rentabilidades anormales mensuales más negativas. En concreto, el intercepto del modelo de FAMA y FRENCH para el primer y segundo tercil es de -0.34% y -0.54% respectivamente y no son estadísticamente significativos. Sin embargo, la rentabilidad anormal media mensual para el tercer tercil es de -2.52% estadísticamente significativa con un p-valor de cero. Centrándonos en el período de tres años, de nuevo se observa el mismo comportamiento en la rentabilidad de los terciles. En este caso, la rentabilidad anormal mensual media para el primer y segundo tercil es de 0.01% y -0.27% , respectivamente, y no son estadísticamente significativas; siendo la rentabilidad anormal media mensual para el tercer tercil agresivo de -0.86% y estadísticamente significativo. Por tanto, los resultados del panel A son consistentes con los obtenidos con el análisis en tiempo de evento y confirman que el declive en las rentabilidades es mayor para las compañías con mayores ajustes discretos. Además, y análogamente a los resultados del **cuadro 7**, las rentabilidades anormales negativas son sólo estadísticamente significativas para el tercil agresivo.

El panel B muestra los resultados cuando el modelo de Jones modificado se estima con datos de panel. Observamos exactamente el mismo comportamiento en los interceptos de las regresiones.

Para los tres horizontes analizados, las rentabilidades anormales medias mensuales son progresivamente más negativas para los terciles más agresivos, siendo la rentabilidad anormal estadísticamente negativa sólo para el tercil más agresivo.

6.2. Rentabilidades post-emisión y manipulación contable: análisis de regresión.

Empleamos aquí un análisis de regresión para examinar si los ajustes discrecionales pueden explicar las rentabilidades subsiguientes. Con esta idea, analizamos en primer lugar la relación entre las rentabilidades anormales compuestas y el cambio en ROA siguiente a la emisión mediante la siguiente regresión:

$$ACoR_{\tau} = \beta_0 + \beta_1 VROA_{\tau} + \mu_{\tau} \quad (15)$$

donde $ACoR_{\tau}$ y $VROA_{\tau}$ son la rentabilidad anormal compuesta y el cambio en la rentabilidad del activo de la compañía i en el período τ , respectivamente; y τ es el período de uno, dos y tres años siguiente a la emisión.

Si la caída en los precios posterior a la oferta inicial de acciones se debe a la corrección gradual de las expectativas del mercado a medida que los beneficios revierten, es de esperar una relación positiva entre las rentabilidades ajustadas posteriores a la emisión y el cambio en ROA. Por lo que esperamos que el coeficiente β_1 de la regresión (15) sea positivo. Además, como se ha mostrado en la sección 5.2, los cambios en beneficios posteriores a la oferta se explican en parte por los ajustes discrecionales del año de la emisión. Concretamente, la variación en ROA está negativamente relacionada con los ajustes contables del año de la salida a bolsa.

Siguiendo a RANGAN (1998) podemos sustituir la expresión de $VROA_{\tau}$ de la ecuación (14) en la ecuación (15) y así relacionar las rentabilidades anormales con los cambios en beneficios y con los ajustes discrecionales y , de esta forma, contrastar si el mercado se sorprende con las caídas de beneficios debidas a los ajustes por devengo previos. Así,

$$ACoR_{\tau} = \beta_0 + \beta_1 [\alpha_0 + \alpha_1 MDAP_i^0 + \varepsilon_{\tau}] + \mu_{\tau} \quad (16)$$

Simplificando la ecuación (15) y escribiendo ε_{τ} como UE_{τ} :

$$ACoR_{\tau} = \gamma_0 + \gamma_1 UE_{\tau} + \gamma_2 MDAP_i^0 + \mu_{\tau} \quad (17)$$

Por tanto, las rentabilidades anormales compuestas en el período post-oferta pueden expresarse como función de dos componentes. El primero, UE_{τ} , es el residuo estimado de la regresión (14) y representa la variación en ROA no esperada que no se explica por los ajustes discrecionales.

El segundo componente, $MDAP_i^0$, son los ajustes por devengo anormales ajustados por rendimiento del año de la oferta, información disponible para el inversor al inicio del período de cómputo de las rentabilidades. En este contexto, si el mercado es eficiente reaccionará sólo a la parte no esperada de los beneficios y no a los ajustes discrecionales, por lo que el coeficiente γ_2 será cero. Sin embargo, si los inversores no interpretan adecuadamente las implicaciones de estos ajustes discrecionales, será negativo.

Dado que diferentes estudios documentan que el tamaño y el ratio *book to market* explican la variabilidad en sección cruzada de las rentabilidades, incluimos el logaritmo de la capitalización bursátil y del ratio *book to market* como variables de control en todas las regresiones. Si bien para ahorrar espacio no se muestran los coeficientes estimados de estas dos variables de control.

Cuadro 9. Cambios en ROA y rentabilidades post-emisión.

Este cuadro recoge los coeficientes estimados de la ecuación (15) así como sus p-valores entre paréntesis. $ACoR_1$, $ACoR_2$ y $ACoR_3$ son las rentabilidades anormales compuestas para el período de uno, dos y tres años siguientes a la emisión, respectivamente. $VROA_1$, $VROA_2$ y $VROA_3$ es el cambio en la rentabilidad del activo para el período de uno, dos y tres años. Los coeficientes significativos, al menos, al 10% se remarcan en negrita.

	N.	VROA ₁		VROA ₂		VROA ₃	
		Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
ACoR ₁	30	3.72	(0.00)				
ACoR ₂	30			3.32	(0.00)		
ACoR ₃	27					3.90	(0.02)

El **cuadro 9** recoge los coeficientes estimados de la ecuación (15) así como sus p-valores entre paréntesis. La falta de información contable en algunos años implica la reducción de la muestra de evento. Estimamos la regresión para cada horizonte temporal con el número de eventos, N , con información disponible para calcular el cambio en ROA.

Para el primer año posterior a la emisión, el coeficiente de $VROA_1$ es 3.72, con un p-valor estadístico de cero. Así, una caída en los beneficios implica una caída en las rentabilidades anormales de más del triple. Cuando nos fijamos en las rentabilidades ajustadas para el período de dos años, el coeficiente de $VROA_2$ es también positivo con un valor de 3.32 y también altamente significativo con un p-valor de cero. De forma que los resultados para el período de dos años siguiente a la oferta también confirman la relación positiva y significativa entre la caída en beneficios y el declive en rentabilidades. Finalmente, los resultados cuando se analizan las rentabilidades anormales para el período de tres años también son consistentes con esta relación positiva, con un coeficiente estimado de 3.90, de nuevo estadísticamente significativo.

En general, los resultados de la regresión (15) indican que hay una relación significativa entre el empeoramiento en las rentabilidades y la caída en beneficios durante el período de uno, dos y tres años posteriores a la emisión, lo que es consistente con la idea de que los inversores van corrigiendo sus expectativas a medida que los beneficios revierten.

Seguidamente en el **cuadro 10**, se muestran los coeficientes estimados de la regresión (17) y sus p-valores entre paréntesis. Empleamos los dos procedimientos alternativos de estimación de los ajustes por devengo anormales. La falta de cierta información para la estimación de estas variables implica la reducción de la muestra de evento. Cada regresión se realiza con el número de eventos, N , con suficiente información para la estimación de los ajustes.

Si nos fijamos en el período de un año, el coeficiente de $MDAP^0$ es estadísticamente negativo con los dos procedimientos empleados para su estimación, confirmando el poder explicativo de los ajustes anormales en las rentabilidades del año siguiente a la oferta de acciones.

Cuadro 10. Ajustes discrecionales y rentabilidades post-oferta.

Este cuadro recoge los coeficientes estimados de la regresión (17) así como sus p-valores entre paréntesis. $ACoR_1$, $ACoR_2$ y $ACoR_3$ son las rentabilidades anormales compuestas para el período de uno, dos y tres años siguientes a la emisión, respectivamente; $ADAC_0$ son los ajustes discrecionales en el año de la oferta y UE es la variación no esperada en ROA. Los coeficientes significativos, al menos al 10%, se remarcan en **negrita**.

	Panel A: modelo Jones modificado en sección cruzada			Panel B: modelo Jones modificado con datos panel		
	$ACoR_1$	$ACoR_2$	$ACoR_3$	$ACoR_1$	$ACoR_2$	$ACoR_3$
N	30	30	27	30	30	27
coef $MDAP_0$	-1.02	-1.03	-0.39	-0.98	-0.90	-1.07
p-valor	(0.00)	(0.01)	(0.11)	(0.00)	(0.00)	(0.03)
coef UE	4.96	3.23	3.25	4.04	3.39	4.04
p-valor	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Los resultados obtenidos cuando analizamos el período de dos años son también consistentes con la relación negativa entre el nivel de ajustes discrecionales y la evolución de las rentabilidades. El coeficiente de $MDAP^0$ de nuevo es negativo y altamente significativo. Finalmente, para el período de tres años siguiente a la oferta, una vez más los coeficientes son negativos, si bien sólo estadísticamente significativos cuando los ajustes se estiman con datos de panel.

Con respecto al coeficiente de UE, como habíamos anticipado, para todos los períodos y con ambos procedimientos de estimación de los ajustes, se observa una relación positiva y significativa entre la caída no esperada en ROA y el empeoramiento en las rentabilidades. Todos los p-valores son cercanos a cero confirmando la robustez de esta relación.

7. CONCLUSIONES

Este artículo analiza el efecto a largo plazo de la decisión de salir a bolsa en el mercado español. De forma similar a la mayoría de evidencia internacional, los resultados apuntan que las empresas que salen a bolsa experimentan rentabilidades anormalmente negativas en los períodos entre uno y tres años posteriores. En el trabajo se argumenta que este bajo rendimiento puede ser debido a una corrección gradual de la sobrevaloración inicial inducida por las prácticas de manipulación contable. De este modo, se ha evaluado si las empresas que deciden salir a bolsa en España manipulan sus resultados contables para influenciar la percepción del valor de la empresa que se forman los potenciales inversores. Concretamente, se analiza si se utilizan los ajustes por devengo discrecionales para hinchar artificialmente los beneficios publicados el año de salida a bolsa, y si dichas prácticas están relacionadas con las rentabilidades anormalmente bajas que experimentan los títulos con posterioridad.

En el trabajo se detectan ajustes por devengo anormales que exceden de manera significativa a las parejas de control sectoriales en el año de evento para revertir posteriormente. Adicionalmente, estos resultados son consistentes incluso empleando distintas propuestas metodológicas a la hora de plantear y estimar el componente anormal de los citados ajustes por devengo. Seguidamente, se trata de discernir si estas prácticas contables observadas explican la posterior evolución negativa de rentabilidades. En este sentido, se obtiene que las carteras formadas por las empresas con mayor grado de manipulación contable son las que peor comportamiento experimentan posteriormente en la cotización de sus acciones. Dichos resultados no sólo son robustos frente a distintas estimaciones del proxy de manipulación, sino también, ante diferentes planteamientos de análisis de rentabilidades en tiempo de evento y de calendario. Alternativamente, también se lleva a cabo un análisis de regresión para explorar la relación entre el negativo comportamiento de las rentabilidades tras la oferta, con el grado de manipulación en el año de evento. Los resultados indican que dicha relación negativa existe y es estadísticamente significativa ante las distintas especificaciones evaluadas.

De manera conjunta, los resultados son consistentes con la hipótesis de manipulación de beneficios como explicación parcial a la anomalía de las salidas a bolsa. Las empresas que toman la decisión de salir a cotizar publican resultados contables elevados empleando prácticas contables agresivas. El mercado no procesa correctamente las implicaciones que dicha elevación artificial de los ajustes por devengo pueden tener sobre los beneficios futuros y, por tanto, sobrevalora a estas empresas. Cuando se produce la reversión de dichos componentes del beneficio en los períodos posteriores a la operación, el mercado corrige la valoración a la baja provocando que se observe la citada anomalía en la rentabilidad de las acciones a medio y largo plazo. A pesar de las limitaciones que se pueden atribuir al trabajo, los resultados obtenidos aquí tienen gran relevancia para los distintos usuarios de la información financiera en los mercados de capitales españoles. Las implicaciones más importantes para cada grupo de usuarios se pueden resumir como sigue:

Por un lado, para la comunidad académica, el presente trabajo contribuye a aclarar el considerable debate que la anomalía de las salidas a bolsa ha generado en los últimos años. El estudio realizado verifica que dicha anomalía también está presente en el mercado español, a pesar de que sus características intrínsecas son muy diferentes a las del mercado estadounidense, y se explica, al menos en parte, por comportamientos oportunistas de manipulación contable. Por otro lado, para aquellos profesionales dedicados a la valoración en el mercado de capitales español, el trabajo pone de manifiesto la conveniencia de tener en cuenta las diferentes medidas de ajustes por devengo anor-

males para predecir potenciales reversiones en los precios a medio y largo plazo. Finalmente, los fenómenos de manipulación contable representan un tema de alta relevancia a tener en cuenta por los reguladores de los mercados. Las instituciones competentes deben defender y promover una correcta distribución de los recursos económicos, por lo que cualquier distorsión inducida por los directivos de las empresas cotizadas, ha de ser seguida muy de cerca. Este tipo de artículos pueden ser útiles para organismos como la CNMV para advertir que es necesario un esfuerzo adicional a la hora de luchar por la transparencia y calidad de la información financiera revelada por las firmas cotizadas.

BIBLIOGRAFÍA

- ÁLVAREZ, S. y V.M. GONZÁLEZ [2005]: «The Long-Run Underperformance of Initial Public Offerings: a Methodological Problem?» *Revista de Economía Aplicada*, vol. 13, n.º 37, págs. 51-67.
- BARBER, B.M. y J.D. LYON [1997]: «Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: the Empirical Power and Specification of Tests Statistics». *Journal of Financial Economics*, vol. 43, n.º 3, págs. 341-472.
- BRAV, A.; C. GRECZY y P. GOMPERS [2000]: «Is the Abnormal Return Following Equity Issuances Anomalous?» *Journal of Financial Economics*, vol. 56, n.º 2, págs. 201-249.
- DECHOW, P.; S. KOTHARI y R. WATTS [1998]: «The Relation between Earnings and Cash Flows». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 25, n.º 2, págs. 133-168.
- DECHOW, P.; R.G. SLOAN y P. SWEENEY [1995]: «Detecting Earnings Management». *The Accounting Review*, vol. 70, n.º 2, págs. 193-225.
- ESPENLAUB, S.; A. GREGORY y I. TONKS [2000]: «Re-assessing the Long-term Underperformance of UK Initial Public Offerings». *European Financial Management*, vol. 6, n.º 3, págs. 319-342.
- FAMA, E. [1998]: «Market Efficiency, Long-run Returns and Behavioural Finance». *Journal of Financial Economics*, vol. 49, n.º 3, págs. 283-306.
- FAMA, E.F. y K.R. FRENCH [1993]: «Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds». *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n.º 1, págs. 3-56.
- FARINÓS, J.E. [2001]: «Rendimientos Anormales de las OPV en España». *Investigaciones Económicas*, vol. 25, n.º 2, págs. 417-437.
- FIELDS, T.; T. LYS y L. VINCENT [2001]: «Empirical Research in Accounting Choice». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, n.º 1-3, págs. 255-307.
- GUAY, W.; S. KOTHARI y R. WATTS [1996]: «A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models». *Journal of Accounting Research*, vol. 34 (Supplement), págs. 83-105.
- HEALY, P. [1996]: «Discussion of a Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models». *Journal of Accounting Research*, vol. 34 (Supplement), págs. 107-115.
- JEGADEESH, N. [2000]: «Long-Term Performance of Seasoned Equity Offerings: Benchmark Errors and Biases in Expectations». *Financial Management*, vol. 29, n.º 1, págs. 5-30.

- JOHNSON, N.J. [1978]: «Modified t tests and confidence intervals for asymmetrical populations». *Journal of the American Statistical Association*, vol. 73, n.º 363, págs. 536-544.
- JONES, J. [1991]: «Earnings Management During Import Relief Investigations». *Journal of Accounting Research*, vol. 29, n.º 2, págs. 193-228.
- KELOHARJU, M. [1993]: «The Winner's Curse, Legal Liability, and the Long-run Price Performance of Initial Public Offerings in Finland». *Journal of Financial Economics*, vol. 34, n.º 2, págs. 251-277.
- KOTHARI, S.P. y WARNER, J.B. [1997]: «Measuring Long-Horizon Security Price Performance». *Journal of Financial Economics*, vol. 43, n.º 3, págs. 301-339.
- KOTHARI, S.P.; A.J. LEONE y C.E. WASLEY [2005]: «Performance Matched Discretionary Accrual Measures». *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, n.º 1, págs. 163-197.
- LEE, P.J.; S.L. TAYLOR y T.S. WALTER [1996]: «Australian IPO Pricing in the Short and Long Run». *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, n.º 7, págs. 1.189-1.210.
- LEVIS, M. [1993]: «The Long-run Performance of the Initial Public Offerings: The UK experience 1980-1988». *Financial Management*, vol. 22, n.º 1, págs. 28-41.
- LJUNGQVIST, A.P. [1997]: «Pricing Initial Public Offerings: Further Evidence from Germany». *European Economic Review*, vol. 41, n.º 7, págs. 1.309-1.320.
- LOUGHRAN, T. [1993]: «NYSE vs. NASDAQ returns: Market Microstructure or the Poor Performance of Initial Public Offerings?». *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n.º 2, págs. 241-260.
- LOUGHRAN, T. y J.R. RITTER [1995]. «The New Issues Puzzle». *Journal of Finance*, vol. 50, n.º 1, págs. 23-51.
- [2000]: «Uniformly Least Powerful Tests of market Efficiency». *Journal of Financial Economics*, vol. 55, n.º 3, págs. 361-389.
- LYON J.D., B.M. BARBER y C. TSAI [1999]: «Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns». *Journal of Finance*, vol. 54, n.º 1, págs. 165-201.
- MCNICHOLS, M. y P. WILSON [1988]: «Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts». *Journal of Accounting Research*, vol. 26 (Supplement), págs. 1-31.
- PAGE, M.J. e I. REYNEKE [1997]: «The Timing and Subsequent Performance of Initial Public Offerings (IPOs) on the Johannesburg Stock Exchange». *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, n.º 9/10, págs. 1.401-1.420.
- POVEDA, F. [2005]: «Nuevo Enfoque en la Estimación del Componente Anormal del Resultado». *Moneda y Crédito*, n.º 221.
- RANGAN, S. [1998]: «Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings». *Journal of Financial Economics*, vol. 50, n.º 1, págs. 101-122.
- RITTER, J.R. [1991]: «The Long-run Performance of Initial Public Offerings». *Journal of Finance*, vol. 46, n.º 1, págs. 3-27.
- STEHLE, R.; EHRHARDT, O. y PRZYBOROWSKY, R. [2000]: «Long-Run Stock of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues». *European Financial Management*, vol. 6, n.º 2, págs. 173-196.
- TEOH, S.H.; T.J. WONG y G.R. RAO [1998]: «Are Accruals during Initial Public Offerings Opportunistic?». *Review of Accounting Studies*, vol. 3, n.º 2/3, págs. 175-208.
- TEOH, S.H.; I. WELCH y T.J. WONG [1998]: «Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings». *Journal of Finance*, vol. 53, n.º 6, págs. 1.935-1.974.