

ENSAYOS

**Efectos a largo plazo
de las ampliaciones de capital
en el mercado español:
Riesgo, optimismo y
manipulación de beneficios**

María Jesús Pastor Llorca



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

*A mis padres
Con toda mi gratitud y admiración*

NDICE

AGRADECIMIENTOS	9
COLABORADORES	11
INTRODUCCIÓN	13
1. La ampliación de capital mediante emisión de acciones nuevas	13
2. Las ampliaciones de capital en España	14
3. El efecto esperado en la riqueza del accionista	16
4. Evidencia empírica previa	20
5. Efectos a largo plazo de la decisión de ampliar capital	22
6. Objetivo de la investigación	25
Referencias	26
 CAPÍTULO 1	
EVOLUCIÓN A LARGO PLAZO DE LAS EMPRESAS QUE AMPLÍAN CAPITAL	31
1. Introducción	31
2. Muestras y datos	32
3. Evolución de la rentabilidad los años siguientes a la ampliación	34
3.1. Metodología de investigación	35
3.1.1. Modelo de generación de rentabilidades esperadas	35
3.1.2. Cálculo de la rentabilidad anormal en el período de análisis	38
3.1.3. Contrastes de la rentabilidad anormal a largo plazo	40
3.2. Resultados	42
3.2.1. Evolución de la rentabilidad a largo plazo de las empresas emisoras	43
3.2.2. Influencia de determinadas características de las empresas emisoras en los resultados	44
3.3. Otros análisis	47
3.3.1. Cambio en el riesgo sistemático, endeudamiento y liquidez como consecuencia de la ampliación	47
3.3.2. Evolución previa versus evolución posterior a la ampliación	49

4. Análisis de los resultados operativos	50
4.1. Variación de los resultados operativos en torno a la ampliación	50
4.2. Factores explicativos de la evolución de los resultados operativos	52
5. Conclusiones	54
Referencias	56

CAPÍTULO 2

¿SON LOS INVERSORES DEMASIADO OPTIMISTAS EN SUS EXPECTATIVAS ACERCA DE LAS EMPRESAS QUE AMPLIAN CAPITAL?

	59
1. Introducción	59
2. Muestras y datos	61
3. Errores de predicción de los analistas en torno a la ampliación	62
3.1. Análisis univariante	63
3.2. Análisis multivariante	68
3.3. Rentabilidades anormales post-oferta y errores de predicción	70
4. Reacción del mercado a los anuncios de beneficios posteriores a la ampliación de capital	72
5. Conclusiones	74
Apéndices	77
Referencias	80

CAPÍTULO 3

EARNINGS MANAGEMENT COMO EXPLICACION A LA ANOMALIA DE LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL

	83
1. Introducción	83
2. Medición de la manipulación de beneficios: modelos de ajuste por devengo	84
2.1. Enfoque de sección cruzada	85
2.1.1. Modelo de Jones modificado en sección cruzada	86
2.1.2. Modelo de Poveda en sección cruzada	86
2.2. Enfoque de datos de panel	87
3. Muestra y datos	89
4. Comportamiento de los ajustes por devengo alrededor de la ampliación	91
4.1. Ajustes por devengo de circulante alrededor de la ampliación	91
4.2. Análisis de los ajustes por devengo anormales	93
5. Earnings Management y rentabilidades post-oferta	96
5.1. Rentabilidad de las acciones con posterioridad a la ampliación	97
5.2. Earnings management vs. rentabilidad posterior a la emisión	102
6. Conclusión	109
Referencias	109

CONCLUSIONES

111

AGRADECIMIENTOS

Finalizada esta tesis, culmina una primera etapa de mi trayectoria investigadora. Han sido muchos años de trabajo, con momentos buenos y otros no tanto, pero la sensación que me queda hoy es sumamente gratificante. Es el momento ahora de dar las gracias a una serie de personas que, de una manera u otra, han contribuido en este largo trabajo, ya que sin su apoyo no estaría hoy escribiendo estas líneas.

En primer lugar, me gustaría felicitar a la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS) por su iniciativa de otorgar ayudas para la publicación de tesis doctorales y expresarles mi más sincero agradecimiento por la concesión de una de ellas para este trabajo. Es para mí un importante reconocimiento de nuestra labor investigadora, un excelente estímulo para continuar trabajando y una gran satisfacción poder colaborar con un organismo de profesionales como éste.

Quiero agradecer muy especialmente al Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing de la Universidad de Alicante, y en particular a Juan Carlos Gómez Sala, Joaquín Marhuenda y Ángel León, la confianza depositada en mí y el apoyo recibido durante todos estos años. Gracias también a mis compañeros y amigos del departamento: Rosa Ayela, Marina Balboa, David Abad, Felipe Ruiz, Pablo Vázquez, Antonio Rubia, Juan Luis Nicolau, Ricardo Sellers, Francis Benito, Joaquín Torres, Mónica Espinosa, Ana Sabater, etc., por estar siempre dispuestos a echar a una mano, a compartir sus conocimientos, a animarte, y porque gracias a todos ellos el ambiente que se respira en el departamento es todo un estímulo. Además quiero dar las gracias a Belén Nieto, Raúl Iñiguez, Germán López y Sonia Sanabria, por su desinteresada ayuda y por facilitarme algunos de los datos empleados en esta trabajo. Agradecer también a Juan España su valioso apoyo técnico y hacer siempre lo imposible por atenderlos a todos. Mención especial quisiera darles a Ana Casado y Carlos Forner, por tantos años compartidos, por su apoyo, por ser las personas con las que de vez en cuando una tiene que «descargar sus penas», tanto profesionales como personales, en definitiva, por su amistad. De forma especial quiero darle las gracias a Carlos por su grata compañía, por aguantar mis charlas, por solucionar muchas de mis dudas, por facilitarme todo lo que ha estado en su mano, por sus valiosos consejos y porque tenerlo como compañero de despacho es todo un aliante para trabajar a gusto.

Seguidamente me gustaría dar las gracias a mis dos directores de tesis, Juan Carlos Gómez Sala y Juan Francisco Martín Ugedo. A Juan Carlos, por su dedicación durante todos estos años, por su magnífica tarea de enseñanza, y por sus valiosos consejos y orientaciones. A Juanfran, porque con él di los primeros pasos de mi trayectoria investigadora en el área de las ampliaciones de capital, nutriendome de sus enriquecedores conocimientos y experiencia en el tema, y fruto de trabajar conjuntamente con él es el primer capítulo del presente trabajo. Gracias además por estar ahí siempre que lo he necesitado, por su apoyo y por haber hecho más llevadero este duro trabajo.

Debo dedicar ahora unas líneas a una persona cuya contribución en este trabajo ha sido más que notable. Gracias a Paco Poveda, que además de ser mi amigo y compañero del departamento, es un magnífico investigador y experto en el área de la «manipulación de beneficios» con el que he tenido el placer de trabajar para la realización del tercer capítulo de esta tesis. Gracias por sus valiosos conocimientos, por haber hecho tan gratificante la realización del trabajo, por esa ilusión y energía que trasmite, por su continuo ánimo y apoyo, y sobre todo porque el empujón final para la finalización de este largo trabajo se lo debo a él.

Quisiera agradecer también los comentarios y sugerencias de Julio Pindado, Santiago Forte, Gabriel de la Fuente y Esther B. del Brío; así como la financiación recibida por la *Fundación Banco Herrero* para la realización del tercer capítulo de este trabajo.

Llega ahora el momento de dar las gracias a la persona con la que comparto mi vida, Jesús. A él, con especial cariño, por haberme apoyado durante todo este tiempo, por su confianza, por ayudarme en todo lo que ha estado en su mano, por estar ahí para escucharme, por aguantarme todos los días, por su infinita paciencia cuando estoy especialmente nerviosa... por todo esto y más, muchas gracias.

Y como no, le doy las gracias a mi familia y en especial, a mi tío Paulino, a mi tía María y a mis hermanos, Ana, Estrella, Alicia y Daniel, por el cariño que de ellos recibo constantemente y por aguantar mi carácter, especialmente susceptible en épocas de exámenes, oposición, congresos, etc. Pero mi más profundo agradecimiento es para mis padres, no sólo por estos últimos años sino por toda una vida, por su sacrificio constante por nosotros, por los valores que nos han inculcado, por el cariño que nos transmiten día a día, por animarme cuando más lo necesitaba y por tener, en todo momento, su apoyo incondicional. Para ellos, con toda mi admiración, va dedicada esta Tesis Doctoral.

COLABORADORES

J. Carlos Gómez Sala (director de la tesis) es Catedrático de Economía Financiera y Contabilidad en la Universidad de Alicante. Estudió Ciencias Económicas y Empresariales en el Colegio Universitario de Estudios Financieros (CUNEF) y es Doctor por la Universidad de Alicante. Ha publicado numerosos artículos sobre finanzas corporativas en revistas científicas y profesionales así como varios libros sobre temas financieros. Ha sido presidente de Asociación Española de Economía Financiera (AEFIN), editor asociado de la Revista de Economía Financiera y de la Revista Europea de Economía y Dirección de la Empresa. Asimismo, ha realizado trabajos de consultoría para distintos organismos públicos, instituciones financieras y empresas privadas. En la actualidad es Director del Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing de la Universidad de Alicante, patrono de la Fundación Universidad-Empresa (FUNDEUN), miembro de la Comisión Académica de la Fundación de Estudios Financieros, vocal de la Comisión de Valoración de la Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas (AECA) y codirector de la revista Análisis Financiero del Instituto Español de Analistas Financieros.

Juan Francisco Martín Ucedo (codirector) es Profesor Titular de Universidad de Economía Financiera y Contabilidad en la Universidad de Murcia. Estudió Ciencias Económicas y Empresariales en esa misma Universidad. Es Diplomado en Altos Estudios Europeos por el Colegio de Europa de Brujas, donde cursó sus estudios becado por la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia, y Doctor por la Universidad de Murcia, obteniendo premio extraordinario en la Sección Empresa. Su línea de investigación se centra en finanzas empresariales y gobierno corporativo, donde ha publicado diversos artículos científicos en revistas nacionales e internacionales como Revista de Economía Financiera, Journal of Business Finance and Accounting o Review of Quantitative Finance and Accounting. Actualmente es Vicedecano de Relaciones Internacionales de la Facultad de Economía y Empresa de la Universidad de Murcia.

Francisco Poveda Fuentes (colaborador) es Profesor Titular del área de Economía Financiera y Contabilidad en la Universidad de Alicante. Se licenció en Administración y Dirección de Empresas y obtuvo el grado de Doctor por dicha Universidad. Su carrera investigadora se ha centrado en el ámbito de la información contable y los mercados de capitales habiendo publicado diversos artículos en revistas científicas de reconocido prestigio. Dichas publicaciones han hecho que colabore como evaluador para la Agencia Andaluza de Evaluación para la concesión de proyectos de I+D+i y para las revistas Moneda y Crédito, Economía Aplicada y Revista Española de Financiación y Contabilidad. Como docente, ocupa el puesto de director del curso de postgrado sobre Contabilidad Superior de la Universidad de Alicante con un contacto directo con el mundo profesional que le ha supuesto la realización de trabajos de consultoría para distintos organismos e instituciones financieras.

INTRODUCCIÓN

1. LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL MEDIANTE EMISIÓN DE ACCIONES NUEVAS

Una empresa puede obtener financiación para sus proyectos utilizando diferentes procedimientos. En la mayoría de los casos la autofinanciación no suele ser suficiente para satisfacer las necesidades financieras de las empresas, por lo que éstas, además, han de acudir al exterior en busca de recursos. En términos generales, la financiación externa se obtiene a través del endeudamiento o la emisión de acciones. En el presente trabajo nos centraremos en este último procedimiento de financiación, concretamente, la obtención de recursos ampliando capital mediante emisión de acciones nuevas.

Existen varias formas de realizar en el mercado una ampliación de capital. En primer lugar, podemos distinguir entre *colocaciones privadas* y *ofertas públicas* de acciones. Las colocaciones privadas suelen ir dirigidas a inversores institucionales o a grupos especiales, como pueden ser trabajadores de la empresa, proveedores, clientes, etc. Las ofertas públicas se caracterizan por ir destinadas al público en general, pudiendo a su vez dividirse en emisiones directas y emisiones con derechos de suscripción preferente.

En las emisiones con derechos de suscripción preferente, a los accionistas antiguos se les da un *warrant* a corto plazo que les otorga la opción de comprar nuevas acciones en función de las ya poseídas de la empresa, a un precio definido y en un período de tiempo determinado, después del cual los derechos vencen. Si no desean las nuevas acciones pueden vender el *warrant* en el mercado antes de que expire. Para adquirir un acción nueva es necesario desembolsar el precio de emisión y disponer de (M/N) derechos de suscripción preferente, donde M es el número de acciones en circulación antes de la ampliación y N es el número de acciones nuevas emitidas.

Esta prioridad de los accionistas antiguos para adquirir las nuevas acciones salvaguarda tanto sus derechos políticos como económicos. En cuanto a los derechos políticos, esto es así porque este método permite a los accionistas antiguos mantener su participación relativa en el capital de la empresa y así, su derecho relativo de voto en la junta de accionistas. Con relación a los derechos económicos, los antiguos accionistas evitan la dilución de su riqueza que ocurriría si no hay prioridad en la suscripción y el precio de emisión es menor al de mercado¹.

¹ Con independencia del método de emisión empleado, el precio de la emisión debe ser inferior al de mercado, ya que en caso contrario los inversores acudirían a comprar los títulos al mercado secundario. Así, si los accionistas no gozan de derecho de suscripción preferente pueden ver diluida su riqueza.

Ante el riesgo de no colocar la totalidad de la emisión la empresa puede optar por fijar un precio de emisión bajo para garantizar la colocación o asegurar la emisión, acudiendo a un intermediario financiero que se comprometa a adquirir los títulos no vendidos a un precio especial (acuerdo *stand by*).

Las ampliaciones con derechos de suscripción preferente no aseguradas suelen contar con el apoyo de accionistas mayoritarios, siendo ésta una manera indirecta de garantizar la colocación. De este modo, no resulta extraño que las emisiones con derechos sin asegurar se suscriban en su totalidad, mientras que las que sí están garantizadas sean suscritas en aproximadamente un 85 por 100, debiendo la entidad aseguradora hacer frente al 15 por 100 restante (Singh, 1992)².

En las emisiones directas, los antiguos accionistas carecen de prioridad a la hora de suscribir las nuevas acciones ya que éstas se ponen a disposición de todos los inversores simultáneamente. Así, este procedimiento de emisión lesionará los derechos políticos de los antiguos accionistas y, en función de la relación precio de emisión/precio de mercado, podría también menoscabar sus derechos económicos.

Cuando la emisión es directa, las acciones se suelen colocar a través de un intermediario financiero, que suele tomar la forma de sindicato bancario cuando el volumen emitido es importante. El intermediario puede actuar como comisionista (*best effort*) o llegar a un acuerdo *stand by* con la empresa emisora por el que se compromete a quedarse con los títulos no vendidos, asegurando de esta forma la colocación de las acciones. Alternativamente, dicho intermediario puede actuar como mero comprador en una venta en firme (*firm commitment*), intentando obtener un beneficio con la posterior venta de las acciones adquiridas. La venta en firme y el acuerdo *stand by* se consideran emisiones directas aseguradas.

Los dos procedimientos más utilizados para la emisión de acciones ordinarias son las ventas en firme y las ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente. La importancia relativa de estos métodos de emisión depende de los países. En concreto, en los Estados Unidos la frecuencia de emisiones con derechos de suscripción, tanto garantizadas como sin garantizar, se ha ido reduciendo hasta prácticamente desaparecer en la década de los ochenta. En el resto de países las ampliaciones con derechos de suscripción preferente ha sido el procedimiento predominante, aunque la tendencia reciente es hacia un incremento de las ventas en firme. Por ejemplo, Japón ha pasado de un 10 por 100 de emisiones mediante ventas en firme en los sesenta a aproximadamente un 30 por 100 a finales de los ochenta (Eckbo y Masulis, 1995), y Francia de un 9 por 100 en 1986 a un 40 por 100 en 1993 (Ginglinger, 1996).

2. LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL EN ESPAÑA

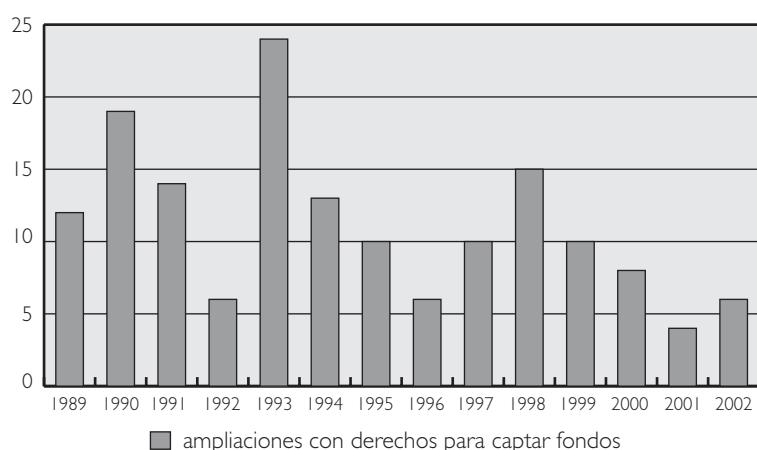
En el mercado español los aumentos de capital social con emisión de nuevas acciones se caracterizan por conceder a los antiguos accionistas el derecho de suscripción preferente (art. 158 LSA). No obstante, el artículo 159 de la LSA, modificado por la Ley 37/1998, establece que la Junta General de Accionistas tiene facultad para excluir estos derechos en determinadas condiciones. Sin embargo, a pesar de esta facultad las emisiones con derechos de suscripción son el método más empleado en el mercado español.

² SINGH, A. K. (1992), «Common Stock Rights Offerings and the Standby Underwriting Contract», *Working Paper, Iowa State University*, citado en ECKBO, B. E., y MASULIS, R. W. (1995), «Seasoned Equity Offerings: A Survey». Este artículo se encuentra en JARROW, R. A., MAKSIMOVIC, A. V., y ZIEMBA, W. T. (eds.), *Finance (Handbooks in Operations Research and Management Science)*, Elsevier, Amsterdam, 1017-1072.

En el gráfico 1 se refleja la distribución temporal de este tipo de ampliaciones para captar fondos en el período considerado. Se detecta una fuerte caída de estas emisiones en el año 1992, posiblemente debido a la crisis económica que lo caracterizó, produciéndose una gran actividad en el año siguiente. En los últimos años del período analizado también se detecta una reducción de este tipo de operaciones. Estos años coinciden, como se ha comentado, con el período en el que comienzan a utilizarse las ofertas públicas de suscripción como método de emisión para captar fondos.

Gráfico 1

DISTRIBUCIÓN TEMPORAL DE LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL CON DERECHOS DE SUSCRIPCIÓN PARA CAPTACIÓN DE FONDOS EN EL MERCADO CONTINUO ESPAÑOL ENTRE 1989-2002



En cuanto a la distribución sectorial, en el gráfico 2 se observa que más del 60 por 100 de las ampliaciones se concentran en cuatro de los 17 sectores de la CNMV; en concreto, energía y agua (23), financiación y seguros (27), inmobiliarias (18) y otras industrias de transformación (15).

3. EL EFECTO ESPERADO EN LA RIQUEZA DEL ACCIONISTA

Cuando se opta por recabar fondos acudiendo a la emisión de activos financieros, se presenta la cuestión de cuál será la respuesta del mercado. En un contexto en el que los gestores tienen más y mejor información acerca de la empresa es poco probable que estos cambios en la estructura de capital no afecten al valor de la compañía en el mercado. Así, el efecto del anuncio de una emisión reflejará el impacto económico del cambio en la estructura de capital, condicionado a la estimación del mercado del cambio en la información privada de los gestores.

Numerosos trabajos han tratado de explicar el efecto potencial de la obtención de financiación en la rentabilidad del accionista. Las variables que tradicionalmente se han empleado para ello incluyen, entre otras, los impuestos, tanto societarios como personales, los costes de dificultades financieras, los costes de agencia y la información asimétrica. No obstante, la mayor parte de la evidencia empírica ha mostrado que son las dos últimas variables las que tienen un mayor poder explicativo.

rados internamente, entonces recurrirá a financiación externa, primero deuda, posteriormente obligaciones convertibles y en último lugar acciones. De esta forma, en el caso de no disponer de los fondos necesarios para financiar las nuevas inversiones, la empresa sólo recurrirá a una emisión de acciones cuando haya inversiones muy rentables que no puedan ser pospuestas ni financiadas mediante deuda, o cuando la dirección piense que las acciones están sobrevaloradas⁴. Además, es de esperar un peor comportamiento del mercado ante los aumentos de capital con respecto a emisiones de activos menos arriesgados como obligaciones convertibles o deuda.

Con respecto a los costes de agencia, se argumenta que éstos aumentan con la emisión pública de acciones por la reducción en el control sobre los gestores que el aumento en la dispersión del accionariado provoca. Leland y Pyle (1977) plantean que este incremento en los costes de agencia puede generar en el mercado una reacción negativa.

Por otro lado, Jensen (1986) señala que un exceso de disponibilidad de fondos (*free cash flow*) genera conflictos entre directivos y accionistas, ya que incitará a los primeros al consumo de extras y a sobredimensionar la empresa, al llevar a cabo inversiones con valores actuales negativos. En el caso de que la empresa requiera financiación para sus proyectos, los recursos ajenos, dada su exigibilidad, tienen una mayor capacidad de reducir los fondos de que puede disponer la dirección de una manera discrecional que los recursos propios. Por tanto, desde esta perspectiva, cabe esperar que el mercado penalice más los aumentos de capital que las emisiones de deuda.

En un mercado eficiente el precio de los activos financieros refleja toda la información y, por tanto, el momento elegido para efectuar una emisión es irrelevante. Así, la empresa emitirá cuando se le planteen proyectos de inversión rentables para los que necesita financiación. Sin embargo, como se planteó en el modelo de Myers y Majluf (1984), en un contexto de asimetría informativa entre accionistas internos y externos, la empresa evitará las emisiones si considera que las acciones están infravaloradas para evitar transferencias de riqueza de los antiguos a los nuevos accionistas, y estará interesada en aumentar capital cuando las acciones se encuentran sobrevaloradas.

Siguiendo esta idea, diversos trabajos han examinado la «localización en el tiempo» de las ampliaciones de capital, así como el efecto que puede tener este factor en la rentabilidad del accionista. Entre ellos cabe resaltar el de Lucas y McDonald (1990). La idea que subyace en el modelo planteado por estos autores es la siguiente. Si la empresa se plantea una serie de proyectos que tienen un horizonte temporal largo y no resulta excesivamente costoso aplazarlos, cabría esperar que las compañías infravaloradas retrasaran la emisión hasta que dicha infravaloración quedara corregida. Por contra, las empresas sobrevaloradas emitirían inmediatamente, para evitar tanto que el precio de las acciones caiga antes de la emisión, como que el proyecto pueda dejar de ser interesante en un futuro.

Dado que las empresas que se encuentran sobrevaloradas emiten acciones en el mismo momento en el que se presenta un proyecto de inversión rentable y las que se encuentran infravaloradas lo posponen hasta que dejan de estarlo, es normal que, por término medio, las ampliaciones de capital se lleven a cabo tras períodos con trayectorias alcistas en los precios (*run-up* previo a la emisión); además, y análogamente al modelo de Myers y Majluf (1984), como en promedio las empresas se encuentran sobrevaloradas en el momento en el que deciden aumentar capital es de esperar que se produzca una caída en

⁴ Esto permitiría explicar que determinadas empresas que no han agotado su capacidad de endeudamiento opten por ampliaciones de capital.

3. Las emisiones con derechos de suscripción preferente sin asegurar sólo se llevarán a cabo si el valor esperado del ratio de suscripción es grande. Además, en este caso es de esperar que la empresa no se encuentre muy sobrevalorada.

Dado que el ratio esperado de suscripción será mayor para las empresas con pequeña capitalización y gran concentración del accionariado, serán estas compañías las que hagan un uso mayoritario de las emisiones con derechos de suscripción preferente. Esto podría explicar el hecho de que en países caracterizados por este tipo de empresas, como es el caso de España, las emisiones con derechos de suscripción continúen siendo el método más empleado y las exclusiones de estos derechos se realicen mayoritariamente en ampliaciones para convertir deuda o absorber a otras sociedades.

4. EVIDENCIA EMP RICA PREVIA

La mayor parte de la evidencia empírica del efecto de las ampliaciones de capital en la riqueza del accionista se refiere a emisiones mediante ventas en firme en el mercado norteamericano. En este contexto, se han detectado rentabilidades extraordinarias negativas en torno al 3 por 100 ante el anuncio de emisión [Kolodny y Suhler (1985), Mikkelsen y Partch (1986), Asquith y Mullins (1986), Masulis y Korwar (1986), Hess y Bhagat (1986), Muhtaseb y Philippatos (1991)].

Para mercados distintos del norteamericano, la evidencia de los incrementos de capital mediante venta en firme es escasa. No obstante, Gajewski y Ginglinger (1998) en el mercado francés observan que el anuncio de este tipo de emisiones provoca rentabilidades negativas aunque carentes de significación estadística, mientras que en el mercado japonés Kang y Stulz (1996) observan rentabilidades significativamente positivas. Ambos resultados son diferentes a la amplia evidencia del mercado norteamericano.

Con respecto a las emisiones mediante derechos de suscripción preferente, diversos trabajos han examinado el efecto de este tipo de ampliaciones en la riqueza del accionista mostrando resultados diferentes en función de los países. Así, por ejemplo, Tsangarakis (1996a, 1996b), para el mercado griego, y Kang y Stulz (1996), para el japonés, observan rentabilidades extraordinarias positivas y significativas. Mientras que Hansen (1989), Eckbo y Masulis (1992) y Singh (1997), en el mercado norteamericano y Levis (1995), Slovin, Sushka y Lai (2000) en el Reino Unido detectan rendimientos significativamente negativos.

En el mercado español la evidencia previa muestra una reacción significativamente negativa ante los anuncios de ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente, tanto si se emplean datos mensuales (Rubio, 1986, 1987) como diarios (Arrondo, 1997, 1999; Arrondo, Gómez y Fernández, 2000; y Martín-Ugedo, 1999, 2003).

Con respecto a la comparación de la reacción del mercado en función del método de emisión, en el mercado norteamericano se observa que las emisiones con derechos de suscripción preferente no aseguradas experimentan un reacción negativa menor que las ventas en firme, situándose la respuesta para el caso de las ampliaciones con derechos aseguradas en un punto intermedio (Hansen, 1989; y Eckbo y Masulis, 1992). De esta forma, los resultados confirman el modelo planteado por Eckbo y Masulis (1992). También consistentes con este modelo son los resultados para el mercado noruego (Bohren, Eckbo y Michalsen, 1997) con una respuesta significativamente positiva para las emisiones con derechos no ase-

ble que la empresa evite la ampliación cuando está infravalorada y condicione la decisión de ampliar capital a encontrarse sobrevalorada. De hecho, si los antiguos accionistas ejercen sus derechos no estarán obteniendo ninguna ventaja al emitir cuando las acciones se encuentran sobrevaloradas. Sólo en el caso de que decidieran no suscribir la emisión y vendieran sus derechos obtendrían algún beneficio, ya que probablemente éstos se encontrarían también sobrevalorados.

5. EFECTOS A LARGO PLAZO DE LA DECISIÓN DE AMPLIAR CAPITAL

Tradicionalmente, los estudios que han pretendido analizar el efecto de cualquier decisión financiera en el valor de la empresa se han centrado en ventanas cortas alrededor del evento considerado. El motivo que justifica el análisis en el corto plazo es que, si el mercado es eficiente en su forma intermedia la información aportada por el evento debería ser descontada inmediatamente e incorporada en los precios de los activos financieros, no esperándose rentabilidades anormales con posterioridad. Sin embargo, a partir del estudio de Ritter (1991), que detectó rentabilidades anormales negativas los años siguientes a las salidas a bolsa en el mercado norteamericano, empiezan a proliferar trabajos que estudian la respuesta a largo plazo del mercado ante diferentes decisiones financieras. En la mayoría de ellos se obtiene una evolución aparentemente anormal los años siguientes al evento.

Por lo que respecta a las ampliaciones de capital, diferentes estudios y con independencia del procedimiento de emisión, han observado rentabilidades anormales negativas en períodos de hasta cinco años después de esta decisión. Así, Loughran y Ritter (1995, 1997), Spiess y Affleck-Graves (1995), Lee (1997) y Jegadeesh (2000) detectan esta anomalía para las emisiones mediante ventas en firme en el mercado norteamericano. La evidencia para las emisiones mediante derechos de suscripción preferente también muestra rentabilidades anormales negativas en los años posteriores a la emisión: Cai (1998) y Kang, Kim y Stulz (1999) en Japón; Jeanneret (2000) en Francia; y Stehle, Ehrhardt y Przyborowsky (2000) en Alemania.

Un posible argumento para justificar estos resultados a largo plazo es que, como plantea el modelo de Myers y Majluf (1984) las empresas amplían capital cuando estiman que sus acciones se encuentran sobrevaloradas⁶ sacando provecho de una «ventana de oportunidad». Así, los inversores ante la noticia de ampliación reaccionan negativamente, pero el mercado no reevalúa correctamente a la empresa en el momento del anuncio, de forma que esta sobrevaloración no se corrige inmediatamente (Loughran y Ritter, 1995; Spiess y Alffleck-Graves, 1995; Cai, 1998).

Si las empresas aumentan capital porque consideran que sus acciones se encuentran sobrevaloradas, cabría plantearse si los *insiders* son conscientes de esta situación, ya que de ser así se esperaría ventas por parte de los mismos en fechas previas a la adopción de esta decisión. Lee (1997) ha examinado la respuesta del mercado tanto a las ofertas primarias como a las secundarias⁷ en función de que los *insiders* sean compradores o vendedores netos. En el caso de las ofertas secundarias observa que en las

⁶ Para evitar las transferencias de riqueza en perjuicio de los antiguos accionistas que ocurrirían si amplían encontrándose infravaloradas.

⁷ Una oferta secundaria supone simplemente el cambio de propiedad de grandes paquetes de activos financieros de una determinada empresa, por lo que esta decisión sólo afectará a la estructura de propiedad de la empresa.

La peor evolución que experimentan las empresas emisoras los años siguientes a la decisión de ampliar capital no parece limitarse sólo a sus precios, sino que también se detecta una caída en sus resultados operativos (McLaughlin, Safieddine y Vasudevan, 1996, 1998b; y Loughran y Ritter, 1997, en el mercado norteamericano y Cai, 1998, en el japonés). No obstante, no existe consenso sobre las razones que justifican esta evidencia.

Así, McLaughlin, Safieddine y Vasudevan (1996) al observar una relación significativa entre los flujos de caja disponibles por parte de la dirección (*free cash-flow*) y la caída en resultados operativos, defienden el argumento de que la excesiva disponibilidad de fondos en manos de los gestores les incitará a sobredimensionar la empresa y a llevar a cabo proyectos con valores actuales negativos, lo que se refleja en una caída de la rentabilidad de las inversiones en el período post-oferta. Sin embargo, estos mismos autores en su trabajo de 1998 no detectan relación significativa entre el *free cash-flow* y los resultados operativos posteriores a la ampliación, decantándose entonces por la explicación basada en el modelo de Myers y Majluf (1984) al observar que la caída en resultados operativos es mayor para las empresas con mayores asimetrías informativas.

Loughran y Ritter (1997) sin embargo plantean como posible explicación la hipótesis del excesivo optimismo de los inversores en sus expectativas sobre las empresas emisoras. Además, sugieren que incluso los gestores parecen ser demasiado optimistas ya que se registra un incremento en las inversiones y se continúa invirtiendo incluso después del deterioro operativo⁹.

Con respecto a la reacción a largo plazo cuando se emiten otros activos financieros, los trabajos de Lee y Loughran (1998), McLaughlin, Safieddine y Vasudevan (1998a) y Spiess y Affleck-Graves (1999) examinan la emisión de obligaciones convertibles en el mercado norteamericano. En estos estudios se documenta que las empresas emisoras tienen un peor comportamiento a largo plazo con relación a las que no adoptan esta decisión, si bien esta peor evolución de las compañías emisoras es menos pronunciada que la detectada para las emisiones de acciones.

Con respecto a las emisiones de deuda no convertible, Jewell y Livingston (1997) y Dichev y Pietrowski (1999) no observan diferencias significativas en la evolución a largo plazo de las empresas emisoras de deuda y sus empresas de control, mientras que Spiess y Affleck-Graves (1999) si que detectan una peor evolución para las compañías que emiten deuda no convertible pero las diferencias con respecto a las empresas de control se acortan sustancialmente. De esta forma, estos análisis permiten comprobar que se mantiene la tendencia que se observaba a corto plazo de que el mercado penaliza más las emisiones de los activos más arriesgados.

Finalmente comentar que ante la proliferación de los estudios que analizan la evolución de la rentabilidad en períodos largos de tiempo, surge una reciente línea de investigación metodológica que argumenta que los procedimientos utilizados en el análisis de las rentabilidades en el largo plazo llevan asociados importantes sesgos e inconvenientes que podrían ser la causa de estar detectando estas aparentes anomalías.

Así, diferentes trabajos han documentado los problemas que aparecen tanto en la medición como en el contraste de la rentabilidad anormal experimentada por un título en un período largo de tiem-

⁹ Esto también sería consistente con el argumento de que los gestores persiguen el objetivo crecimiento (JENSEN, 1986).

Como las expectativas del mercado no son observables, para contrastar el argumento del excesivo optimismo, en primer lugar se examinan las predicciones de los analistas sobre los beneficios futuros de las compañías emisoras. Se detecta que los pronósticos de analistas, tanto a corto como a largo plazo, son inusualmente favorables para las compañías que amplían capital en comparación con empresas que no han adoptado esta decisión. Estos resultados aportan evidencia a favor de la hipótesis de optimismo.

Como contraste adicional de la hipótesis de optimismo, se estudia la reacción del mercado a los anuncios de beneficios posteriores a la ampliación. Si los inversores son demasiado optimistas acerca de las empresas emisoras, es de esperar que con posterioridad a la ampliación se vean negativamente sorprendidos con beneficios menores a lo que esperaban. Consistente con esta idea, observamos una reacción significativamente negativa ante los anuncios de beneficios siguientes a la decisión de ampliar capital. Con todo ello, los resultados en este segundo capítulo parecen confirmar la existencia de expectativas excesivamente optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras.

En el tercer capítulo se aborda la posible causa del excesivo optimismo de los inversores sobre las compañías emisoras. Así, se investiga si las empresas que amplían capital hacen uso de la discrecionalidad permitida en las normas contables para manipular al alza los beneficios e influenciar así la percepción del mercado sobre el valor de la empresa en torno a la emisión. Varios trabajos han detectado incrementos significativos de los ajustes por devengo discrecionales con anterioridad a emisiones mediante ventas en firme. En este capítulo se analiza por primera vez para el mercado español la existencia de manipulación contable previa a las ampliaciones de capital.

Para la estimación de los ajustes por devengo anormales en torno a la emisión, empleamos el modelo de Jones (1991) modificado, pero además, extendemos la literatura existente incluyendo el modelo desarrollado por Poveda (2003), en el que se desagrega la estimación de los ajustes por devengo discrecionales en sus componentes para mejorar la especificación y potencia de los tests. Consistente con esta hipótesis de manipulación, se detectan para las empresas emisoras ajustes por devengo discrecionales inusualmente altos el año de la oferta. Más interesante, la reversión de estos ajustes por devengo en el período post-oferta explica las rentabilidades anormales en los años siguientes a la emisión.

Dado que cada uno de los tres ensayos presentados constituye un trabajo con entidad propia, no deben sorprender ciertas repeticiones. No obstante, éstas se han tratado de reducir en la medida de lo posible.

REFERENCIAS

- ARRONDO GARCÍA, R. (1997), «Asimetría Informativa y Costes de Agencia en las Emisiones de Acciones y Obligaciones», *VII Congreso Nacional de ACEDE*, Almería.
- ARRONDO GARCÍA, R. (1999), «La Decisión de Financiación en un Contexto de Asimetría Informativa y Costes de Agencia», *IX Congreso Nacional de ACEDE*, Burgos.
- ARRONDO, R.; GÓMEZ, S., y FERNÁNDEZ, E. (2000), «The Security Issue Decision under Asymmetric Information and Agency Costs», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- ASQUISH, P., y MULLINS, D.W. (Jr.) (1986), «Equity Issues and Offering Dilution», *Journal of Financial Economics*, 15, 61-89.

-
- KANG, J. K.; KIM, Y. C., y STULZ, R. M. (1999), «The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle: Evidence from Japan», *The Review of Financial Studies*, 12, 3, 519-534.
- KOLODNY, R., y SUHLER, D. R. (1985), «Changes in Capital Structure, New Equity Issues, and Scale Effects», *Journal of Financial Research*, 8, 2, 127-136.
- KOTHARI, S. P., y WARNER, J. B. (1997), «Measuring Long-Horizon Security Price Performance», *Journal of Financial Economics*, 43, 301-339.
- LEE, I. (1997), «Do Firms Knowingly Sell Overvalued Equity?», *Journal of Finance*, 52, 4, 1439-1466.
- LEE, I., y LOUGHREN, T. (1998), «Performance Following Convertible Bond Issuance», *Journal of Corporate Finance*, 4, 185-207.
- LELAND, H., y PYLE, D. (1977), «Informational Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation», *Journal of Finance*, 32, 371-387.
- LEVIS, M. (1995), «Seasoned Equity Offerings and the Short and Long-Run Performance of Initial Public Offerings in the UK», *European Financial Management*, 1, 125-46.
- LINN, S. C., y PINEGAR, J. M. (1988), «The Effect of Issuing Preferred Stock on Common and Preferred Stockholder Wealth», *Journal of Financial Economics*, 22, 1, 155-184.
- LOUGHREN, T., y RITTER, J. R. (1995), «The New Issues Puzzle», *Journal of Finance*, 50, 1, 23-51.
- (1997), «The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings», *Journal of Finance*, 52, 5, 1823-1850.
- (2000), «Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency», *Journal of Financial Economics*, 55, 361-389.
- LUCAS, D. J., y McDONALD, R. L. (1990), «Equity Issues and Stock Price Dynamics», *Journal of Finance*, 45, 4, 1019-1043.
- LYON J. D.; BARBER, B. M., y TSAI, C. (1999), «Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns», *Journal of Finance*, 54, 165-201.
- MARTÍN-UGEDO, J. F. (1999), «Estructura Financiera: el Efecto de las Ampliaciones de Capital en la Rentabilidad del Accionista», Tesis Doctoral, Universidad de Murcia.
- (2003), «Equity Rights Issues in Spain: Flotation Costs and Wealth Effects», *Journal of Business Finance and Accounting*, 30, 1277-1304.
- MASULIS, R. W., y KORWAR, A. N. (1986), «Seasoned Equity Offerings: An Empirical Investigation», *Journal of Financial Economics*, 15, 91-118.
- MC LAUGHLIN, R.; SAFIeddine, R. A., y VASUDEVAN, G. K. (1996), «The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers: Free Cash Flow and Post-Issue Performance», *Financial Management*, 25, 4, 41-53.
- (1998a), «The Long-Run Performance of Convertible Debt Issuers», *The Journal of Financial Research*, 21, 4, 373-388.
- (1998b), «The Information Content of Corporate Offerings of Seasoned Securities: An Empirical Analysis», *Financial Management*, 27, 2, 31-45.
- MIKKELSON, W. H., y PARTCH, M. M. (1986), «Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process», *Journal of Financial Economics*, 15, 31-60.
- MILLER, M. H., y ROCK, K. (1985), «Dividend Policy under Asymmetric Information», *Journal of Finance*, 40, 4, 1031-1051.
- MITCHELL, M. L., y STAFFORD, E. (2000), «Managerial decisions and Long-Term Stock Price Performance», *Journal of Business*, 73, 287-329.

1

EVOLUCIEN A LARGO PLAZO DE LAS EMPRESAS QUE AMPL AN CAPITAL

1. INTRODUCCIEN

Trabajos recientes han examinado el efecto que determinadas decisiones financieras provocan en el valor de la empresa a largo plazo. Este tipo de estudios, del que fue pionero Ritter (1991), al observar que las empresas que salían a bolsa tenían un mal comportamiento en el largo plazo, se han ido extendiendo a diversas decisiones financieras, especialmente a las relativas a emisiones de activos financieros. En concreto, centrándonos en los aumentos de capital, la evidencia internacional previa ha puesto de manifiesto que las empresas emisoras experimentan rentabilidades extraordinarias negativas en períodos de hasta cinco años posteriores a esta decisión (Loughran y Ritter, 1995, 1997; Spiess y Affleck-Graves, 1995; Lee, 1997; y Jegadeesh, 2000 en el mercado norteamericano; Cai, 1998; y Kang, Kim y Stulz, 1999, en el mercado japonés; Jeanneret, 2000, en el francés; y Stehle, Ehrhardt y Przyborowsky, 2000, en el alemán).

Una posible interpretación de los resultados es que los mercados de capitales no son eficientes y que, por tanto, los estudios de eventos en el corto plazo sólo capturan una parte del impacto de dichas decisiones en la riqueza del accionista. En este sentido, los estudios a corto y largo plazo serían de carácter complementario y permitirían, de una manera conjunta, determinar el efecto de una determinada decisión en el valor de la empresa.

Sin embargo, una reciente línea de investigación plantea críticas sobre la metodología tradicionalmente empleada en los estudios a largo plazo. En concreto, se argumentan importantes sesgos tanto en la medición como en el contraste de los rendimientos en horizontes largos de tiempo, de manera que las anomalías observadas podrían deberse a estos sesgos.

En el mercado español, la evidencia empírica previa ha puesto de manifiesto rendimientos extraordinarios significativamente negativos ante el anuncio de aumento de capital, tanto si se emplean datos diarios (Arrondo, Gómez y Fernández, 2000; y Martín-Ugedo, 2003) como mensuales (Rubio, 1986a, 1987); sin embargo, no existen estudios previos sobre los efectos de la decisión de ampliar capital en el largo plazo ¹⁰. Este es precisamente el objetivo principal del presente capítulo, estudiar la evo-

¹⁰ Varios trabajos han analizado para el mercado español la rentabilidad a largo plazo tras las ofertas públicas de venta. En concreto, ÁLVAREZ y GONZÁLEZ (2001) documentan que la existencia de un bajo rendimiento a largo plazo depende de la metodología utilizada, mientras que FARINÓS (2001) y FARINÓS, GARCÍA e IBÁÑEZ (2002) detectan rendimientos anormales negativos en el año posterior a la oferta.

lución a largo plazo de las empresas con posterioridad a la decisión de ampliar capital en el mercado español.

Es de resaltar, que en el desarrollo del estudio se ha prestado especial atención a la metodología empleada con el objeto de minimizar la influencia de los sesgos documentados para los estudios de eventos en el largo plazo, que nos podrían llevar a detectar una anomalía cuando no la hay. Los resultados obtenidos reflejan que las empresas emisoras experimentan rentabilidades anormales negativas los tres años siguientes a la ampliación, además, esta peor evolución parece no deberse a factores de riesgo omitidos. Adicionalmente, se estudia la evolución de los resultados operativos observándose que las empresas emisoras experimentan una disminución del año previo al segundo año posterior a esta decisión.

El capítulo se estructura como sigue. En el epígrafe siguiente se describe el procedimiento de selección muestral y las fuentes de datos utilizadas. En el apartado tercero se explica metodología para el cálculo y contraste de los rendimientos a largo plazo y se examina el efecto de la decisión de ampliar capital en las rentabilidades. La sección cuarta analiza la variación de los resultados operativos para las empresas que amplían capital y las posibles variables explicativas de esta evolución. Para finalizar el capítulo, se presentan las conclusiones.

2. MUESTRA Y DATOS

Para identificar las empresas que amplían capital se recurre al registro oficial de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Entre abril de 1989 y diciembre de 1996, se encuentran un total de 175 ampliaciones de capital que correspondan a empresas de las que se disponga de cotizaciones en el momento de aumentar capital. A partir de esta muestra inicial se realiza una exhaustiva revisión de la información registrada en la CNMV con el objeto de filtrar exclusivamente las ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente que supongan aportación de fondos, dado que este es el evento objeto de nuestro análisis. En concreto, no consideramos las ampliaciones de capital con cargo a reservas, las emisiones para compensar créditos o convertir obligaciones, ni las ampliaciones de capital para canje de acciones de otras compañías debido a procesos de adquisición o fusión. Con todo ello, se identifican 104 ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente que supongan aportación de fondos.

Se pretende examinar la respuesta del mercado a los anuncios de capital para los períodos de uno, dos y tres años posteriores. Por ello, para aislar el efecto a largo plazo de las emisiones, se decide excluir aquellas ampliaciones en las que en los tres años siguientes se producen ciertos hechos relevantes que pueden afectar a la evolución de la rentabilidad de la empresa en ese período y, con ello, distorsionar los resultados. Obviamente, en un período tan largo de tiempo son muchos los hechos o situaciones por las que van a pasar las empresas, de forma que no es posible aislar las compañías no afectadas por ningún hecho distinto de la ampliación.

Sin embargo, se decidió eliminar las ampliaciones de capital de aquellas empresas que en los tres años siguientes se vieran envueltas en procesos de fusión, absorción o adquisición por entender que estas situaciones van a afectar en gran medida a la rentabilidad de las compañías en el período considera-

do¹¹. Adicionalmente se han excluido varias ampliaciones de empresas que suspendieron pagos o suspendieron cautelarmente la cotización en el período a analizar por considerar que son hechos que también pueden afectar a los resultados.

Además, con el objeto de evitar problemas de dependencia en sección cruzada, no se permite que los períodos de análisis de una misma empresa se solapen; así, una vez introducida una empresa en la muestra, si con posterioridad realiza otra ampliación ésta sólo podrá formar parte de la muestra si han transcurrido al menos tres años. Un total de 54 ampliaciones de capital cumplen los anteriores requisitos.

Por último, se necesita disponer de los datos de tamaño y ratio *book to market* (BTM) de las empresas de la muestra en diciembre del año previo a la emisión, dado que estas variables serán consideradas a la hora de seleccionar sus correspondientes empresas o carteras de control que servirán de referencia para la estimación de las rentabilidades anormales. Diez son las ampliaciones que se han tenido que eliminar de la muestra por no disponer de dichos datos. De este modo, la muestra final está formada por 44 ampliaciones de capital realizadas en el período comprendido entre abril de 1989 y diciembre de 1996.

En el cuadro I se reflejan las características más significativas de la muestra. Cabe destacar la diferencia que se observa entre los valores medios y las medianas. Esta diferencia indica asimetría en los datos, razón por la que los comentarios que se efectúan a continuación se centran en los valores de la mediana.

Cuadro I

RESUMEN DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Esta tabla presenta un resumen de determinadas características de las compañías emisoras y de las ofertas que realizan. El tamaño de una empresa en un determinado mes se mide como el número de acciones en circulación en diciembre del año previo multiplicado por el precio el mes previo. BTM es el ratio *book to market* que se mide para un mes determinado como el valor contable de los fondos propios en diciembre del año previo dividido por el tamaño de la empresa ese mes. El importe relativo de la emisión se calcula como el cociente entre el importe efectivo y el tamaño de la empresa en diciembre del año previo (en porcentaje). Slack mide la capacidad de financiar nuevas inversiones por parte de la empresa sin tener que recurrir al mercado de capitales y se calcula como la suma de la tesorería y las inversiones financieras temporales entre la suma de la tesorería, las inversiones financieras temporales y el importe efectivo de la emisión (en porcentaje).

	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. típica
Tamaño (en millones de euros)	277,17	141,05	1.592,35	15,60	317,81
BTM.....	1,08	0,80	3,65	0,19	0,81
Importe efectivo (en millones de euros)	39,98	22,46	232,29	1,31	50,94
Importe relativo (en porcentaje).....	39,54	17,62	320	0,23	65,71
Slack (en porcentaje)	32,66	20,36	94,92	0,16	31,77

Se ha comparado el tamaño y el ratio *book to market* de las empresas que amplían capital con los valores correspondientes al mercado¹². Se contrasta que las empresas que deciden ampliar capital son

¹¹ En estos procesos de absorción, la compañía absorbida deja de cotizar y el valor de la absorbente se verá sustancialmente modificado.

¹² Como índice de mercado se toman todas las empresas de las que se dispone de datos de tamaño y BTM en diciembre del año previo a la ampliación. La comparación se realiza a través de un contraste de medias.

significativamente más pequeñas. En concreto, el tamaño para la muestra considerada es de 141,05 millones de euros frente a 519,64 millones para el mercado.

Además, las empresas emisoras tienen un ratio BTM significativamente menor; en concreto, el valor de este ratio para la muestra es de 0,80 frente a 1,29 para el mercado. Esto puede interpretarse como que el mercado estima que las empresas que amplían capital tienen mayor número de proyectos de inversión rentables y, por tanto, un elevado potencial de crecimiento.

El importe relativo de la emisión, es decir el importe efectivo dividido por el tamaño de la empresa, es 17,62 por 100, superior al 10 por 100 obtenido por Cai (1998), para el mercado japonés y al 9 por 100 observado por Dubois y Jeanneret (2000), para el mercado suizo, pero similar al 19,8 por 100 documentado por Jeanneret (2000), para el mercado francés. En cuanto a la variable *slack*, que mide la capacidad para financiar nuevas inversiones sin recurrir al mercado de capitales, toma un valor de 20,36 por 100 para las empresas de nuestra muestra, cifra similar al 22,64 por 100 observado por Muhtaseb y Philippatos (1991) para el mercado americano.

De cara al análisis del efecto de la decisión de ampliar capital, tanto en las rentabilidades como en los resultados operativos, es necesario establecer la fecha del evento. En el mercado español es bastante difícil determinar la fecha exacta en la que la información de la emisión, o de cualquier otro evento, llega a los inversores. En otros mercados, existe sólo una fuente para determinar esa fecha; por ejemplo, en el mercado norteamericano es el *Wall Street Journal Index*. Sin embargo, en otros mercados, como el español, no hay una única fuente. A partir del estudio del efecto a corto plazo de la decisión de ampliar capital realizado por Martín-Ugedo (2003) para el mercado español, consideramos que el día de la comunicación previa a la CNMV es la fecha de evento apropiada.

El período de análisis considerado comprende desde el mes 1 (mes siguiente al del evento) hasta un máximo de treinta y seis meses. Para analizar la evolución de la rentabilidad de las empresas en ese período, se han utilizado rentabilidades mensuales simples ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos desde mayo de 1989 hasta diciembre de 1999. La información para su cálculo procede del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas, SIBE.

Los datos contables necesarios para el estudio de la evolución de los resultados operativos en torno a la ampliación y para el análisis de los factores explicativos de esta evolución, se han extraído de los Balances y Cuenta de Resultados depositados en la CNMV.

3. EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD LOS AÑOS SIGUIENTES A LA AMPLIACIÓN

En el presente apartado se examina la evolución a largo plazo de la rentabilidad de las empresas que han procedido a efectuar un aumento de capital. Para facilitar su exposición se presenta, en primer lugar, la metodología empleada, en segundo lugar, los resultados y, por último, diversos análisis complementarios.

3.1. METODOLOGÍA DE INVESTIGACIÓN

El análisis que se efectúa para examinar la reacción del mercado a largo plazo ante determinadas decisiones financieras es conceptualmente similar al que se realiza para los estudios que se centran en ventanas cortas. Sin embargo, su aplicación en un horizonte largo de tiempo plantea diversos problemas. En concreto, hay que prestar especial atención a la elección del modelo de generación de rentabilidades esperadas, así como al cálculo y contraste del rendimiento anormal en el período de análisis.

3.1.1. MODELO DE GENERACIÓN DE RENTABILIDADES ESPERADAS

El efecto valoración de una determinada decisión financiera se mide a través de las rentabilidades *anormales* o *extraordinarias* experimentadas por el título en un determinado período de análisis. En los estudios a corto plazo el período de análisis suele consistir en varios días en torno al evento considerado, mientras que en los estudios a largo plazo el período de análisis comprende los años siguientes a la decisión a analizar.

Las rentabilidades anormales o extraordinarias se definen como la diferencia entre los rendimientos realizados y los esperados,

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad (1)$$

donde $AR_{i,t}$, $R_{i,t}$ y $E(R_{i,t})$ son la rentabilidad extraordinaria, el rendimiento obtenido y la rentabilidad normal o esperada de la empresa i en el período t , respectivamente.

Por tanto, para estimar las rentabilidades anormales es necesario utilizar un modelo de generación de rentabilidades normales o esperadas. En el corto plazo la elección de este modelo de generación de la rentabilidad normal no plantea un problema serio, ya que las rentabilidades esperadas son cercanas a cero. Sin embargo, en el largo plazo la elección de dicho modelo es una cuestión de gran importancia, ya que en función de cual utilicemos se pueden obtener rentabilidades esperadas muy diferentes (Ball, 1978; Fama, 1991). Esto provoca que los resultados en horizontes de tiempo largo sean muy sensibles a dicha elección, por lo que usar un modelo de generación de rentabilidades esperadas incorrecto puede llevarnos a conclusiones erróneas.

La metodología habitualmente utilizada en los estudios a largo plazo es estimar la rentabilidad esperada de un título con una cartera de referencia o empresa de control. Con ello se evita realizar estimaciones de parámetros fuera del período del evento y el sesgo que implica suponer que estos parámetros no varían a lo largo del tiempo.

La cartera de referencia más ampliamente utilizada en la literatura financiera por su simplicidad de cálculo es la cartera de mercado. Sin embargo, esta opción no permite controlar por la variabilidad en sección cruzada de las rentabilidades medias. Para resolver este problema es necesario que la cartera de referencia de cada título se construya en función de una o varias variables capaces de capturar dicha variabilidad en sección cruzada. A partir del trabajo de Fama y French (1992) donde se demuestra que las características tamaño y ratio *book to market* explican gran parte de las variaciones en las rentabilidades de

los títulos en sección cruzada, se ha extendido la práctica de utilizar carteras de referencia construidas en función de estas dos características¹³.

Otra posibilidad es considerar como rentabilidad esperada la rentabilidad de una empresa individual de control. Dado el mencionado poder predictivo en las rentabilidades de las variables tamaño y ratio *book to market* en la sección cruzada de las rentabilidades medias, las empresas de control se suelen seleccionar en función de estas variables.

Con el objeto de comprobar la robustez de los resultados y evitar conclusiones erróneas debidas a una incorrecta estimación de la rentabilidad esperada, se han utilizado diferentes criterios de selección de las carteras de referencia o empresas de control. En primer lugar, se estima la rentabilidad esperada con la cartera de mercado. En segundo lugar, se realizan los cálculos tomando como rendimiento normal la rentabilidad de una cartera de referencia seleccionada en base a las variables tamaño y/o BTM¹⁴. Por último, se usa como rendimiento esperado el de una empresa de control seleccionada también en base a estas características.

Para estimar la rentabilidad esperada con una empresa o cartera de control, en primer lugar, se procede a seleccionar las compañías que no han ampliado capital en los tres años previos al evento y, además, que no amplíen capital ni tengan ningún hecho relevante que pueda afectar a la evolución de su rentabilidad en el período de análisis. Estas compañías, libres de hechos relevantes, constituyen el conjunto de posibles empresas de control del que se extraerá la empresa individual o la cartera de control siguiendo el siguiente procedimiento:

La empresa individual de control será aquella cuyo tamaño, BTM o tamaño y BTM conjuntamente sea más próximo al de la empresa emisora al final del año previo a la ampliación. En concreto, cuando el criterio de selección es el tamaño, se elige la empresa con capitalización bursátil más cercana y superior, ya que se estima que la empresa emisora incrementará su tamaño entre la fecha en la que se mide dicho tamaño (final del año previo a la ampliación) y el período post-oferta. Cuando el criterio de selección es el ratio BTM, de este conjunto de empresas libres de hechos relevantes, se elegirá la compañía con BTM más cercano al final del año previo a la ampliación.

En el caso de seleccionar la empresa individual de control en base al tamaño y BTM conjuntamente, se calcula la diferencia porcentual, en valor absoluto, del tamaño (BTM) de la empresa emisora y el de cada una de las posibles empresas de control. Para cada una de estas posibles empresas de control se suman los valores de las dos diferencias; de forma que, la empresa de control será aquélla cuya suma sea mínima.

¹³ En concreto, se ha detectado que las empresas de menor tamaño y mayor BTM obtienen mayores rentabilidades (FAMA y FRENCH, 1992, 1993; DAVIS, 1994; CHAN, JEGADEESH y LAKONISHOK, 1995; BARBER y LYON, 1997b; FAMA y FRENCH, 1998).

¹⁴ En el mercado español, RUBIO (1986b) y GÓMEZ-SALA y MARHUENDA (1998), obtienen evidencia de una relación significativamente negativa entre el tamaño de una empresa y su rentabilidad. Sin embargo, la evidencia relativa al BTM no es concluyente. GARCÍA-AYUSO y RUEDA (1998) obtienen que este ratio no tiene capacidad para explicar el comportamiento de las rentabilidades, mientras que Cuéllar y Lainez (1999) encuentran una relación significativa entre el BTM y la rentabilidad de una empresa pero de signo opuesto al esperado.

Pese a que la evidencia del mercado español no es concluyente en relación al BTM como variable explicativa de los rendimientos, se ha optado por seleccionar empresas y carteras en base tanto al tamaño como al BTM con el objeto de comparar los resultados.

Cuando se estima la rentabilidad esperada con una cartera de control, el conjunto de empresas libres de hechos relevantes se agrupan en cuartiles en función de su tamaño, BTM o ambas variables conjuntamente. La rentabilidad esperada de una determinada compañía emisora será la rentabilidad del cuartil al que pertenece.

Alternativamente, la rentabilidad esperada se puede estimar con modelos de valoración de activos. El más comúnmente utilizado en la literatura financiera es el modelo de valoración de activos de capital (CAPM) propuesto por Treynor (1961), Sharpe (1964), Litner (1965), y Mossin (1966):

$$E(R_{i,t}) = R_{f,t} + \beta_i \cdot [E(R_{M,t}) - R_{f,t}] \quad (2)$$

donde $E(R_{i,t})$ y $E(R_{M,t})$ son la rentabilidad esperada del activo i y del mercado en el período t , respectivamente; y $R_{f,t}$ es la rentabilidad del activo libre de riesgo en el período t .

Dado que la evidencia empírica ha demostrado que este modelo falla a la hora de determinar ciertos comportamientos en sección cruzada. Fama y French (1993) demuestran que estos sesgos del CAPM se pueden remediar incluyendo en el modelo de valoración un factor tamaño y un factor *book to market*. Según el modelo de tres factores de Fama y French, la rentabilidad esperada de un título viene determinada por la siguiente expresión:

$$E(R_{i,t}) = R_{f,t} + \beta_{i,1} [E(R_{M,t}) - R_{f,t}] + \beta_{i,2} E(HML_t) + \beta_{i,3} E(SMB_t) \quad (3)$$

donde SMB_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño y HML_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de mayor y menor ratio BTM, ambas variables ortogonalizadas entre sí.

El procedimiento seguido para calcular los factores SMB y HML ha sido el siguiente. Al final de diciembre de cada año se ordenan los activos por valor de mercado y se dividen en dos grupos aproximadamente iguales denominados pequeño (S) y grande (B) en función del tamaño de los activos que los componen. Del mismo modo y de forma independiente se vuelven a ordenar los activos ahora en base a su ratio BTM y se dividen en tres grupos: ratio alto (H), ratio medio (M) y ratio bajo (L). De las intersecciones entre estas dos clasificaciones surgen seis carteras: SH, SM, SL, BH, BM y BL. Así, por ejemplo, la cartera SH recoge los activos del grupo pequeño en cuanto al tamaño que además tiene alto ratio BTM. La rentabilidad de estas seis carteras se obtiene como la media de las rentabilidades equiponderada de los activos que las componen. SMB representa la variable tamaño y se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad de las carteras con tamaño pequeño (SH, SM y SL) y la de las carteras con tamaño grande (BH, BM y BL). HML representa a la variable BTM y se obtiene como la diferencia entre la rentabilidad de las carteras con alto ratio BTM (SH y BH) y la de las carteras con bajo ratio BTM (SL y BL). La composición de las carteras se revisa anualmente. De esta forma, se eliminan las influencias que ambas variables, tamaño y ratio BTM pueden ejercer entre sí, obteniendo factores de riesgo incorrelacionados por construcción.

Para completar el análisis de la evolución de la rentabilidad anormal los años siguientes a la decisión de ampliar capital, hemos empleado estos dos modelos de generación de rentabilidades esperadas. Para evitar la estimación de los parámetros de los modelos en un período previo que se puede ver afectado por anomalías¹⁵, se considera oportuno realizar dicha estimación en el período de análisis. Así, como se explica en detalle en el apartado siguiente la rentabilidad anormal se estima a partir del alfa de Jensen o su homólogo para el modelo de tres factores de Fama y French (1993).

3.1.2. CÁLCULO DE LA RENTABILIDAD ANORMAL EN EL PERÍODO DE ANÁLISIS

Los estudios en horizontes temporales a largo plazo suelen llevar implícito tener que analizar una rentabilidad anormal asociada a un período de tiempo superior a la unidad de tiempo en la que están referidas las rentabilidades con las que se trabaja. En concreto, en este tipo de estudios se suele emplear una base de datos de rentabilidades mensuales, mientras que lo que interesa es estudiar la rentabilidad anormal en un período superior. Por ejemplo, en nuestro caso el análisis se centra en los períodos de uno, dos y tres años siguientes a la emisión.

Una alternativa utilizada por su sencillez, consiste en calcular la rentabilidad anormal acumulada de forma aditiva ó *cumulative abnormal return* ($CAR_{i[1:\tau]}$) en el período de análisis sumando las rentabilidades anormales mensuales del activo i para los τ meses de dicho período:

$$CAR_{i[1:\tau]} = \sum_{t=1}^{\tau} [R_{i,t} - E(R_{i,t})] = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{i,t} \quad (4)$$

donde $AR_{i,t}$ es la rentabilidad anormal del activo i en el mes t .

Sin embargo, hay que tener en cuenta que con esta medida no se está analizando cual es la rentabilidad experimentada por un título a lo largo del período analizado. En concreto, contrastar la significatividad de los $CARs$ es equivalente a testar la rentabilidad anormal media mensual¹⁵.

Para medir la rentabilidad anormal de un título a lo largo del período de τ meses deberíamos estimar la rentabilidad experimentada por el título en ese período y restarle su rentabilidad esperada en ese mismo período. Así, análogamente a la expresión (1):

$$AR_{i[1:\tau]} = R_{i[1:\tau]} - E(R_{i[1:\tau]}) \quad (5)$$

donde $AR_{i[1:\tau]}$, $R_{i[1:\tau]}$ y $E(R_{i[1:\tau]})$ son la rentabilidad anormal, el rendimiento obtenido y la rentabilidad esperada de la empresa i en el período comprendido desde el mes 1 al mes τ .

La rentabilidad experimentada por el título en ese período de τ meses se podría calcular como:

$$R_{i[1:\tau]} = \frac{(P_{\tau} + Div_{\tau} + Der_{\tau})}{P_0} - 1 \quad (6)$$

¹⁵ Por ejemplo, el crecimiento en los precios observado con anterioridad a la decisión de ampliar capital (ASQUITH y MULLINS, 1986; LOUGHRAN y RITTER, 1995, 1997; JEANNERET, 2000).

¹⁶ Nótese que $CAR_{i[1:\tau]} = \tau \times \overline{AR}_{i[1:\tau]}$, donde $\overline{AR}_{i[1:\tau]} = \frac{\sum_{t=1}^{\tau} AR_{i,t}}{\tau}$

donde P_0 y P_τ es el precio del título al inicio y al final del período de análisis respectivamente; y Div_τ y Der_τ es el valor capitalizado al final del período de análisis de todos los dividendos y derechos de suscripción emitidos a lo largo de dicho período, respectivamente.

Sin embargo, la ecuación (6) no suele ser utilizada, ya que resulta más sencillo calcular $R_{i,[1:\tau]}$ de forma aproximada componiendo las rentabilidades mensuales del período de análisis:

$$R_{i,[1:\tau]} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) - 1 \quad (7)$$

Siguiendo esta idea, para estimar la rentabilidad anormal experimentada por el título en un período de τ meses se calcularía lo que se denomina rentabilidad anormal compuesta o *abnormal compound return* ($ACoR_{i,[1:\tau]}$) como:

$$ACoR_{i,[1:\tau]} = \left[\prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) \right] - 1 - E(R_{i,[1:\tau]}) \quad (8)$$

En lo que se refiere al cálculo de $E(R_{i,[1:\tau]})$, el procedimiento a seguir depende del modelo de generación de rentabilidades que se asuma. En concreto, cuando la referencia que empleamos para estimar la rentabilidad esperada es la cartera de mercado,

$$E(R_{i,[1:\tau]}) = R_{M,[1:\tau]} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{M,t}) - 1 \quad (9)$$

donde $R_{M,t}$ es la rentabilidad valorponderada de la cartera de mercado en el mes t , así:

$$R_{M,[1:\tau]} = \prod_{t=1}^{\tau} \left[1 + \frac{\sum_{j=1}^{m_t} w_{j,t} \cdot R_{j,t}}{\sum_{j=1}^{m_t} w_{j,t}} \right] - 1 \quad (10)$$

donde m_t es el número de títulos que componen la cartera de mercado en el mes t y $w_{j,t}$ es el valor de capitalización del título j en el mes t . Es decir, para cada mes t se calcula la rentabilidad media ponderada por valor de los m_t títulos que componen la cartera de mercado y estas rentabilidades mensuales de la cartera de mercado se componen para los τ meses del período de análisis.

Por otro lado, cuando estimamos la rentabilidad esperada con carteras de control seleccionadas en función a las características tamaño y BTM, la estrategia seguida es construir las carteras de forma equiponderada al inicio del período de análisis sin realizar ajuste alguno hasta el final de dicho período. Diferentes autores han puesto de manifiesto que el reajuste mensual para mantener la equiponderación de las carteras de control sesga al alza las rentabilidades a largo plazo de las mismas. Además, el hecho de que el número de empresas que constituyen la cartera de control no se mantenga todo el horizonte temporal analizado genera un sesgo a la baja en las rentabilidades de estas carteras (Barber y Lyon, 1997a; Kothari y Warner, 1997; Lyon, Barber y Tsai, 1999).

Por todo ello, cuando estimamos la rentabilidad esperada con las carteras de control, para conseguir especificaciones correctas, la rentabilidad compuesta en el período de análisis de estas carteras se calcula mediante el procedimiento de comprar y mantener (*buy and hold*). Así,

$$E(R_{i[1:\tau]}) = R_{CC[1:\tau]}^{B&H} = \sum_{j=1}^m \left[\frac{\prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{j,t})}{m} \right] - 1 \quad (11)$$

siendo $R_{CC[1:\tau]}^{B&H}$ la rentabilidad compuesta de la cartera de control para el período de τ meses siguiendo una estrategia *buy and hold*, y m el número de títulos que forman la cartera al principio del período que se va a mantener constante.

Finalmente, cuando la referencia utilizada es una empresa individual de control,

$$E(R_{i[1:\tau]}) = R_{EC[1:\tau]} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{EC,t}) - 1 \quad (12)$$

donde $R_{EC,t}$ es la rentabilidad de la empresa de control en el mes t del período de análisis y $R_{EC[1:\tau]}$ es la rentabilidad experimentada por dicha empresa de control a lo largo período de τ meses.

Adicionalmente, hemos empleado un análisis alternativo consistente en calcular la rentabilidad anormal media mensual utilizando un modelo de valoración para estimar las rentabilidades esperadas. En el caso de utilizar el CAPM, la rentabilidad anormal media mensual puede calcularse a través del alfa de Jensen. Este procedimiento consiste en ajustar la siguiente regresión a la serie de rentabilidades mensuales del período de análisis¹⁷:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad t = 1, 2, \dots, \tau \quad (13)$$

donde α_i es el alfa de Jensen y mide la rentabilidad anormal media mensual del título i para el período de τ meses.

Esta forma de calcular la rentabilidad anormal media mensual puede extenderse para cualquier modelo de valoración. En concreto, también hemos utilizado el modelo de tres factores de Fama y French (1993). En este caso el procedimiento consiste en estimar el alfa de la siguiente regresión:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,1} \cdot (R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,2} HML_t + \beta_{i,3} SMB_t + \varepsilon_{i,t} \quad t = 1, 2, \dots, \tau \quad (14)$$

3.1.3. CONTRASTES DE LA RENTABILIDAD ANORMAL A LARGO PLAZO

Para contrastar la significatividad estadística de las rentabilidades anormales, en primer lugar, se efectúa el contraste tradicional de la t para los diferentes procedimientos de estimación de la rentabilidad esperada.

¹⁷ Así se evita la estimación de parámetros en un período previo.

Este estadístico está bien especificado cuando se utiliza una empresa individual de control para medir la rentabilidad normal. Sin embargo, cuando se utilizan carteras de referencia, las rentabilidades anormales presentan una fuerte asimetría positiva, dada la mayor asimetría positiva que caracteriza la rentabilidad de un título individual frente a la rentabilidad de la cartera de referencia. Este hecho se traduce en un sesgo negativo en los estadísticos del contrato. Por ello, cuando usamos carteras de referencia como estimación de la rentabilidad normal, ya sea la cartera de mercado o las carteras de control, también hemos calculado el estadístico t ajustado por asimetría propuesto por Johnson (1978).

$$t_a = \sqrt{N} \left[\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \left(\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} \right)^2 + \frac{1}{6N} \hat{\gamma} \right] \quad (15)$$

siendo N el número de eventos de la muestra analizada, $AACoR$ y $\hat{\sigma}$ la media y la desviación típica en sección cruzada de la rentabilidad anormal en el período de análisis, y $\hat{\gamma}$ es el coeficiente de asimetría que se

calcula como
$$\frac{\sum_{i=1}^N (ACoR_i - AACoR)^3}{N\hat{\sigma}^3}.$$

Sutton (1993) concluye que sólo una aplicación *bootstrap* del estadístico ajustado por asimetría propuesto por Jhonson aporta buenas especificaciones cuando la distribución poblacional es asimétrica. Así, para computar la significatividad del estadístico empleamos la técnica *bootstrap* para simular su distribución empírica y a partir de dicha distribución se fijan las regiones de aceptación y rechazo.

Para obtener la distribución empírica del estadístico t_a , seleccionamos con reemplazamiento B submuestras con N_b eventos de la muestra original, y para cada submuestra calculamos el siguiente estadístico:

$$t_{a,b} = \sqrt{N_b} \left[\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} + \frac{1}{3} \hat{\gamma}_b \left(\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} \right)^2 + \frac{1}{6N_b} \hat{\gamma}_b \right] \quad (16)$$

donde $AACoR_b$, $\hat{\sigma}_b$ y $\hat{\gamma}_b$ son la media, la desviación típica y el coeficiente de asimetría de la submuestra b , $b = 1, 2, \dots, B$. Así, si B es suficientemente grande podemos obtener la distribución empírica del estadístico t_a a partir de la serie de estadísticos *bootstrap* $\{t_{a,b} : b = 1, 2, \dots, B\}$. Esta metodología se ha aplicado con $B = 10.000$ y $N_b = N$.

Adicionalmente, se ha empleado el contraste no paramétrico de los rangos con signos de Wilcoxon, que contrasta la hipótesis nula de que la rentabilidad anormal corresponde a una distribución con mediana igual a cero. Dado que cuando se usan carteras de referencia para estimar la rentabilidad normal, la asimetría positiva provoca que este test se encuentre mal especificado (Barber y Lyon, 1997a; Kothari y Warner, 1997), sólo se ha aplicado este contraste en el caso de estimar la rentabilidad esperada con una empresa individual de control.

Finalmente, se ha aplicado un último contraste basado también en la técnica *bootstrap*¹⁸. Sin embargo, a diferencia del anterior no se trata de simular la distribución de un estadístico de contraste, sino

¹⁸ Esta metodología ha sido empleada por BROCK, LAKONISHOCK y LeBARON (1992), IKENBERRY, LAKONISHOCK y VERMAELEN (1995), IKENBERRY, RANKINE y STICE (1996), LEE (1997), RAU y VERMAELEN (1996), BRAV (1999) y KANG, KIM y STULZ (1999).

de obtener la distribución empírica de la rentabilidad media de una pseudomuestra de control para posteriormente contrastar si la rentabilidad media de la muestra de evento se ajusta a dicha distribución. Kothari y Warner (1997) y Barber, Lyon y Tsai (1999) demuestran que con este procedimiento se corrige la mala especificación característica de los contrastes habitualmente empleados en el largo plazo.

Concretamente, para cada observación de la muestra de evento se selecciona aleatoriamente con remplazamiento una empresa de su correspondiente cartera de control. Así, se obtiene una pseudomuestra de rentabilidades de empresas elegidas al azar con características similares y del mismo tamaño que la muestra original, pero que no han realizado el evento. Seguidamente se calcula la rentabilidad media de dicha pseudomuestra en el período de análisis. Este procedimiento se repite un gran número de veces obteniendo un conjunto de rentabilidades medias de pseudomuestras a partir del cual se infiere su distribución empírica¹⁹. Finalmente, esta distribución es utilizada para fijar los percentiles correspondientes que sirven como valores críticos para contrastar si la rentabilidad media de la muestra de evento es igual a la rentabilidad media de las pseudomuestras.

Por último, para contrastar la significatividad estadística de la rentabilidad anormal media mensual estimada a partir del α de Jensen o su homólogo para el modelo de Fama y French, se calcula el siguiente estadístico t :

$$t = \sqrt{N} \frac{\bar{\alpha}}{\hat{\sigma}(\alpha)} \quad (17)$$

donde $\bar{\alpha}$ y $\sigma(\alpha)$ son la media y desviación típica en sección cruzada y N el número de eventos de la muestra.

Además de la estimación de los rendimientos anormales, se ha calculado el ratio de riqueza relativa propuesto por Ritter (1991)²⁰. Esta medida es muy ilustrativa a la hora de conocer el comportamiento de una empresa emisora, de forma que tomará un valor menor que uno cuando las empresas que amplían capital presenten una evolución de su rentabilidad post-oferta peor que las empresas no emisoras y a la inversa.

3.2. RESULTADOS

En este epígrafe se presentan los resultados de la evolución de la rentabilidad de las empresas emisoras con posterioridad a la decisión de ampliar capital con relación a diferentes referencias. Además se analiza si determinadas características de la empresa emisora, en concreto su tamaño y su ratio BTM, ejercen alguna influencia en los resultados.

¹⁹ Se ha probado con 500, 1.000, 5.000 y 10.000 repeticiones, obteniendo similares resultados.

²⁰ En concreto, la expresión de dicho ratio es,

$$\text{Ratio}_{riq.\text{relativa}} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \prod_{t=1}^T (1 + R_{i,t})}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \prod_{t=1}^T (1 + E(R_{i,t}))}$$

3.2.1. EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD A LARGO PLAZO DE LAS EMPRESAS EMISORAS

En el cuadro 2, se muestran los ratios de riqueza relativa y las rentabilidades anormales, calculadas a partir de diferentes alternativas de estimación de la rentabilidad esperada, para distintos intervalos de tiempo. Además, se presentan los resultados de diferentes contrastes de significación estadística. Con carácter general, se observa que las empresas emisoras experimentan una peor evolución en sus rendimientos en relación con sus empresas o carteras de referencia. Estos resultados se mantienen cuando se estima la rentabilidad anormal media mensual de las compañías emisoras a partir de modelos de valoración.

En el panel A del cuadro 2, se recogen los resultados cuando se utiliza como estimación de la rentabilidad normal el rendimiento de la cartera de mercado. Los ratios de riqueza relativa son menores que uno y las rentabilidades anormales negativas para todos los períodos analizados. En concreto, para el año siguiente a la ampliación el ratio de riqueza relativa es 0,95 y la rentabilidad anormal media para las empresas emisoras es -5,71 por 100, empeorando con el horizonte temporal analizado. Así, el ratio de riqueza relativa es 0,83 y 0,80 para el período de dos y tres años siguientes a la emisión y las rentabilidades ajustadas son en media para estos períodos de -21,39 y -30,39 por 100.

Los resultados del contraste tradicional de la t muestran que estas rentabilidades anormales son altamente significativas para el período de dos y tres años posteriores a la ampliación. Sin embargo, como comentábamos en el apartado previo este contraste podría estar mal especificado debido a la asimetría positiva característica de las rentabilidades anormales cuando se utilizan carteras de referencia. De hecho, comprobamos como el coeficiente de asimetría es positivo y se incrementa con el horizonte temporal analizado. Por ello, se ha calculado el estadístico t ajustado por asimetría, empleando para el cómputo de la significación estadística el procedimiento bootstrap expuesto previamente. Los resultados en el panel A del cuadro 2 muestran que incluso controlando el posible sesgo debido a la asimetría positiva, las rentabilidades anormales son significativamente negativas para el período de dos y tres años siguientes a la decisión de ampliar capital.

Dado que utilizar como rentabilidad esperada la cartera de mercado no permite controlar por la variabilidad es sección cruzada de las rentabilidades medias, en el panel B del cuadro 2 la rentabilidad esperada se estima a partir de carteras de control seleccionadas en función a las características tamaño y/o ratio BTM. Concretamente, cuando el criterio de selección es el tamaño el contraste tradicional de la t muestra que la rentabilidad anormal media para el año siguiente es significativamente negativa al 10 por 100, siéndolo al 1 por 100 para el período de dos y tres años. Cuando realizamos el contraste ajustando por la posible asimetría positiva los resultados son muy similares. En concreto, los p-valores del contraste son 8,0 y 2 por 100 para el período de uno, dos y tres años, respectivamente.

Los resultados se mantienen en la misma línea cuando las carteras de control se seleccionan en función al ratio BTM. En concreto, una vez tenido en cuenta el posible sesgo por asimetría las rentabilidades anormales son negativas para los tres períodos analizados, siendo estadísticamente significativas al 10 por 100 para el período de 1 y tres años y al 1 por 100 para el período de dos años posteriores a la emisión. Cuando el criterio de selección es el tamaño y ratio BTM conjuntamente, una vez más las rentabilidades anormales son negativas siendo significativas al 1 por 100 para el período de dos años y al 10 por 100 para el período de tres años siguientes a la emisión. Así, los resultados en este panel parecen confirmar la peor evolución de las empresas emisoras así como el hecho de que el empeoramiento es más acusado para el período de los dos años posteriores a la emisión.

En el panel C del cuadro 2 se recogen los resultados cuando una empresa individual de control se emplea para estimar la rentabilidad normal. En el caso de que el criterio de selección de esta empresa de control sea el tamaño, los resultados del contraste tradicional de la *t* muestran que la rentabilidad anormal es significativamente negativa al 1 por 100 para el período de dos y tres años posteriores a la emisión. Adicionalmente se han realizado dos contrastes no paramétricos, el test de los rangos con signos de Wilcoxon y el contraste basado en la técnica bootstrap a partir de pseudomuestras cuyos resultados se muestran en la última columna. Las rentabilidades anormales siguen siendo altamente significativas para el período de dos y tres años siguientes a la emisión.

En el panel C se muestran también los resultados para el caso en el que las empresas individuales de control se seleccionan en función al ratio BTM y al tamaño y ratio BTM conjuntamente. La pauta de comportamiento se sigue manteniendo aunque con el contraste de la *t* y con el de Wilcoxon las significación estadística se reduce. No obstante, con el contraste bootstrap a partir de pseudomuestras que según Kothari y Warner (1997) y Barber, Lyon y Tsai (1999) es el que está mejor especificado las rentabilidades anormales negativas son significativas al 1 y al 5 por 100 para el período de dos y tres años post-oferta, tanto cuando el criterio de selección es el BTM, como con el tamaño y BTM conjuntamente.

Por último, en el panel D se recogen los resultados del análisis de la rentabilidad anormal media mensual estimada a partir de modelos de valoración. En concreto, la rentabilidad anormal media mensual para el período de tres años siguientes a la ampliación estimada con el alfa de Jensen toma un valor de –0,59 por 100, estadísticamente significativa a un nivel del 1 por 100. En el caso de estimar la rentabilidad anormal media mensual con el modelo de tres factores de Fama y French, ésta toma un valor de –0,43 por 100, con un *p*-valor estadístico del 4 por 100.

Como se puede observar, todos los resultados del cuadro 2 apuntan en la misma dirección. Las empresas que amplían capital experimentan rentabilidades anormales negativas en el período de tres años siguientes a la adopción de esta decisión. Estos resultados son consistentes con la mayoría de la evidencia internacional previa.

3.2.2. INFLUENCIA DE DETERMINADAS CARACTERÍSTICAS DE LAS EMPRESAS EMISORAS EN LOS RESULTADOS

Para determinar si la peor evolución de la rentabilidad de las empresas emisoras es atribuible a determinadas características de estas compañías, a continuación se divide la muestra de evento en dos grupos atendiendo al tamaño y BTM, respectivamente²¹.

En el panel A del cuadro 3 se observa que, para los períodos de dos y tres años siguientes a la ampliación, las diferencias en los rendimientos entre las empresas de mayor y menor tamaño no son significativas. En ambos casos se obtiene una evolución significativamente peor de las empresas que amplían capital con respecto a las no emisoras. Sin embargo, para el primer año posterior a la emisión, sólo el grupo de las empresas más grandes obtiene rentabilidades significativamente menores a las no emisoras.

Si la asimetría informativa es mayor en las empresas pequeñas debería observarse una peor evolución en estas compañías. No obstante, en otros mercados tampoco se ha obtenido una relación clara

²¹ La muestra con la que trabajamos es reducida por lo que no se considera oportuno dividir en cuartiles o quintiles, como realizan otros estudios.

Cuadro 2

EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD LOS AÑOS SIGUIENTES A LA AMPLIACIÓN

Este cuadro recoge los ratios de riqueza relativa y las rentabilidades anormales medias en porcentaje (AACoR), empleando diferentes referencias para estimar la rentabilidad esperada y para el período de uno, dos y tres años siguientes a la ampliación. Se muestra también la estimación de la rentabilidad anormal media mensual para el período de 36 meses siguientes a la emisión utilizando dos modelos alternativos de generación de rentabilidades esperadas, el CAPM y el modelo de Fama-French. Los *p*-valores de los diferentes contrastes realizados se presentan entre paréntesis.

Panel A. Rentabilidad esperada estimada con la cartera de mercado						
	Riqueza relativa	AACoR (porcentaje)	Estadístico t	p- valor t	Coef. asim	t ajust asim
Año 1.....	0,95	– 5,71	– 1,35	(0,18)	0,77	– 1,26
Año 2.....	0,83	– 21,39	– 3,37	(0,00)	0,93	– 2,81
Año 3.....	0,80	– 30,39	– 2,71	(0,01)	2,08	– 1,89
Panel B. Rentabilidad esperada estimada con carteras de control						
	Riqueza relativa	AACoR (porcentaje)	Estadístico t	p- valor t	Coef. asim	t ajust asim
Por tamaño						
Año 1.....	0,93	– 8,20	– 1,86	(0,06)	0,384	– 1,78
Año 2.....	0,81	– 23,78	– 3,90	(0,00)	0,650	– 3,39
Año 3.....	0,78	– 35,28	– 3,05	(0,00)	1,611	– 2,26
Por ratio BTM						
Año 1.....	0,93	– 8,33	– 2,06	(0,04)	0,389	– 1,97
Año 2.....	0,82	– 22,22	– 3,63	(0,00)	0,988	– 2,95
Año 3.....	0,82	– 26,26	– 2,25	(0,02)	1,812	– 1,75
Por tamaño y BTM						
Año 1.....	0,94	– 6,63	– 1,58	(0,11)	0,120	– 1,56
Año 2.....	0,83	– 20,55	– 3,56	(0,00)	0,791	– 3,04
Año 3.....	0,82	– 26,39	– 2,42	(0,02)	1,787	– 1,85
Panel C. Rentabilidad esperada estimada con la cartera de mercado						
	Riqueza relativa	AACoR (porcentaje)	Estadístico t	p- valor t	Estadístico Wilcoxon	p-valor Wilcoxon
Por tamaño						
Año 1.....	0,99	– 7,38	– 1,13	(0,26)	– 1,41	(0,16)
Año 2.....	0,80	– 26,01	– 2,91	(0,00)	– 3,03	(0,00)
Año 3.....	0,71	– 49,37	– 2,88	(0,00)	– 3,34	(0,00)
Por ratio BTM						
Año 1.....	0,89	– 13,35	– 1,17	(0,24)	– 0,96	(0,34)
Año 2.....	0,72	– 39,03	– 1,62	(0,11)	– 2,08	(0,04)
Año 3.....	0,73	– 45,63	– 1,30	(0,19)	– 1,33	(0,18)
Por tamaño y BTM						
Año 1.....	0,99	– 0,08	– 0,01	(0,99)	– 0,88	(0,38)
Año 2.....	0,89	– 12,85	– 1,54	(0,12)	– 1,83	(0,07)
Año 3.....	0,90	– 13,74	– 0,95	(0,34)	– 1,18	(0,24)
Panel D. Rentabilidad anormal media mensual						
	$\bar{\alpha}_{\text{CAPM}}$ (porcentaje)	Est. t	p-valor t	$\bar{\alpha}_{\text{F\&F}}$ (porcentaje)	Est. t	p-valor t
	– 0,59	– 2,95	(0,00)	– 0,43	– 2,05	(0,04)

entre la variable tamaño y la evolución de la rentabilidad con posterioridad a la ampliación (Spiess y Affleck-Graves, 1995, para el mercado americano; y Cai, 1998; y Kang, Kim y Stulz, 1999, para el japonés).

Cuadro 3

EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD SEGÚN EL TAMAÑO Y EL RATIO BTM DE LAS EMPRESAS EMISORAS

Este cuadro presenta la rentabilidad media de las empresas emisoras segmentadas en función a su tamaño y su ratio BTM, así como la rentabilidad media de sus carteras y empresas individuales de control. Se contrasta la igualdad de distribuciones de los pares con el test de Wilcoxon. *, ** y *** indican un nivel de significación estadística del 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

Panel A: Empresas agrupadas por tamaño	1 año	2 años	3 años
<i>tamaño < mediana</i>			
Rentabilidad empresas de la muestra (porcentaje)	10,24	4,29	33,79
Rentabilidad empresas de control por tamaño (porcentaje)	5,37	28,44*	91,43**
Rentabilidad carteras de control por tamaño (porcentaje)	15,64	32,04***	78,12***
<i>tamaño > mediana</i>			
Rentabilidad empresas de la muestra (porcentaje)	- 3,48	- 2,04	12,01
Rentabilidad empresas de control por tamaño (porcentaje)	16,13**	25,83**	53,11**
Rentabilidad carteras de control por tamaño (porcentaje)	7,47**	17,73**	35,49**
Panel B: Empresas agrupadas por BTM	1 año	2 años	3 años
<i>BTM < mediana</i>			
Rentabilidad empresas de la muestra (porcentaje)	- 8,57	- 15,21	- 2,6
Rentabilidad empresas de control por tamaño (porcentaje)	4,84**	17,63***	53,7***
Rentabilidad carteras de control por tamaño (porcentaje)	1,73**	13,09***	32,27***
<i>BTM > mediana</i>			
Rentabilidad empresas de la muestra (porcentaje)	15,32	17,46	48,41
Rentabilidad empresas de control por tamaño (porcentaje)	16,66	36,63	90,84**
Rentabilidad cartera de control por tamaño (porcentaje)	21,38	36,68*	81,34**

En el panel B del cuadro 3, se presentan los resultados para las empresas segmentadas según el ratio BTM. Se observa que las compañías con menor BTM son las que experimentan una peor evolución tras la ampliación, siendo estos resultados coincidentes con la evidencia internacional previa (Spiess y Affleck-Graves, 1995; Cai, 1998). Dado que el ratio BTM puede interpretarse como una medida de las expectativas de crecimiento, estos resultados son consistentes con el hecho de que las empresas emisoras con mayores expectativas previas a la ampliación (menor ratio BTM) evolucionan peor con posterioridad. Adicionalmente, Smith y Watts (1992) argumentan que los gestores de las empresas con mejores oportunidades de crecimiento tendrán mejor conocimiento que el mercado acerca de los flujos de caja futuros. De forma que, mejores oportunidades de crecimiento (menor ratio BTM) podría estar asociado con más asimetrías de información y con más probabilidad de que los inversores estén sobrevalorando la empresa. Todo ello, explicaría la peor evolución de las empresas con menor BTM.

3.3. OTROS ANÁLISIS

En este apartado se pretende profundizar en las posibles causas de la peor evolución observada en la rentabilidad de las empresas emisoras los años siguientes a la adopción de esta decisión. Para ello, en primer lugar, se estudia si, como argumentan Eckbo, Masulis y Norli (2000), con posterioridad a la ampliación se registra una reducción en el riesgo de la empresa emisora que pueda ser la causa de la peor evolución en la rentabilidad. En segundo lugar, se han examinado los rendimientos previos a la emisión y si estos guardan algún tipo de relación con los observados con posterioridad.

3.3.1. CAMBIO EN EL RIESGO SISTEMÁTICO, ENDEUDAMIENTO Y LIQUIDEZ COMO CONSECUENCIA DE LA AMPLIACIÓN

Eckbo, Masulis y Norli (2000) plantean que la ampliación de capital puede reducir el riesgo de la empresa emisora y, por tanto, su rentabilidad esperada. Si se registra una caída en el riesgo con posterioridad a la ampliación, utilizar como rentabilidad esperada la de una empresa o cartera de control seleccionada antes de la ampliación, no es una forma adecuada de controlar por riesgo.

Estos autores justifican la reducción en el riesgo de las empresas emisoras por dos razones. En primer lugar, si como consecuencia de la ampliación se produce una caída significativa en el ratio de endeudamiento, se reducirá la rentabilidad esperada de las empresas emisoras en relación a sus empresas de control, debido a su menor riesgo ante la inflación y ante la quiebra. En segundo lugar, si las empresas emisoras incrementan su liquidez como consecuencia de la ampliación, esto supondrá también una reducción de su rentabilidad esperada con respecto a las no emisoras. De esta forma, la peor evolución observada de las empresas emisoras en relación con las de control se deberá a su menor riesgo tras la ampliación.

Con el objeto de analizar si, como argumentan Eckbo, Masulis y Norli (2000), las empresas emisoras experimentan una reducción en el riesgo tras la ampliación, se ha estimado el beta de las empresas emisoras para los períodos previo y posterior a la ampliación. Los resultados, que se recogen en el panel A del cuadro 4, muestran que no se registra una variación significativa.

Adicionalmente, se ha realizado la siguiente regresión,

$$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i (R_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i (R_{M,t} - r_{f,t}) D + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

donde el horizonte temporal incluye los treinta y seis meses anteriores y posteriores a la ampliación y D es una variable dummy que toma el valor 1 en el período posterior a la ampliación. De esta forma, si como consecuencia de la ampliación el riesgo sistemático experimenta una caída significativa, el coeficiente γ de la regresión debe ser significativamente negativo. La regresión se ha realizado para 42 de las 44 empresas que constituyen la muestra debido a la necesidad de disponer de rentabilidades pre-evento suficientes para realizar la estimación de beta. Sólo en tres casos, de las 42 regresiones realizadas, el coeficiente γ es significativamente negativo, para el resto carece de significación estadística.

Cuadro 4

CAMBIO EN EL RIESGO SISTEMÁTICO, ENDEUDAMIENTO Y LIQUIDEZ DESPUÉS DE LA AMPLIACIÓN

En este cuadro se recoge, en primer lugar, el cambio en el riesgo sistemático de las empresas emisoras estimado con el coeficiente beta. Para esta estimación consideramos como período previo los 36 meses anteriores a la ampliación (-36, -1), y como período posterior los 36 meses siguientes (+1, +36). En segundo lugar, se ha contrastado el cambio en el nivel de endeudamiento del año -1 al 0, del año 0 al 1 y del año -1 al 1. Los datos para el cálculo de los ratios de endeudamiento se han obtenido de los Estados Contables depositados en la C.N.M.V., disponibles para 31 de las 44 empresas que constituyen la muestra. El ratio de endeudamiento se ha medido de diferentes formas: Deuda Total entre Activo Total Neto (DT/ATN), Deuda Total entre Activo Total (DT/AT), Deuda Total entre Valor Contable de la Deuda más Valor de Mercado de las Acciones (DT/(VCD+VMN)), Deuda a Largo entre Activo Total Neto (DL/ATN), Deuda a largo entre Activo Total (DL/AT) y Deuda a Largo entre Valor Contable de la Deuda más Valor de Mercado de las Acciones (DL/(VCD+VMN)). Finalmente, se analiza el cambio en la liquidez. Como medida de liquidez es habitual utilizar el volumen negociado relativo (ratio turnover) definido como acciones negociadas entre acciones en circulación. No disponemos del número total de acciones en circulación, sino del número de acciones admitidas a negociación. Para cada día se calcula el cociente número de acciones negociadas entre número total de acciones admitidas a negociación, estos datos proceden del Sistema de Información Bursátil (SIB) y están disponibles para 23 empresas de las 44 que constituyen la muestra. Se considera para este cálculo como período pre-evento el comprendido entre el día -300 y el día -31 y como período post-evento del día +31 al día +300, con el objeto de eliminar las posibles variaciones en el volumen negociado los días alrededor del anuncio.

Panel A. Contraste sobre el cambio en el riesgo sistemático de las empresas emisoras

	Previo	Posterior	Cambio	p-valor est. t	% disminucion	p-valor Wilcoxon
Beta.....	1,05	0,99	- 0,06	(0,428)	50	(0,399)

Panel B. Contraste sobre el cambio en el ratio de endeudamiento

	Cambio (-1, 0)	Cambio (0,1)	Cambio (-1, +1)
DT/ATN.....	- 0,0136 (0,348)	- 0,0004 (0,971)	- 0,014 (0,405)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	52	58	55
p-valor Wilcoxon.....	(0,468)	(0,86)	(0,557)
DT/AT.....	- 0,0178 (0,212)	- 0,0012 (0,907)	- 0,019 (0,249)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	52	58	58
p-valor Wilcoxon.....	(0,308)	(0,875)	(0,357)
DT/(VCD+VMN).....	- 0,0034 (0,918)	0,0362 (0,224)	0,0328 (0,402)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	48	33	41
p-valor Wilcoxon.....	(0,848)	(0,075)	(0,486)
DL/ATN.....	- 0,0135 (0,578)	0,0128 (0,220)	- 0,0007 (0,979)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	55	45	48
p-valor Wilcoxon.....	(0,652)	(0,290)	(0,739)
DL/AT.....	- 0,0157 (0,510)	0,012 (0,232)	- 0,0037 (0,884)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	58	42	48
p-valor Wilcoxon.....	(0,597)	(0,308)	(0,769)
DL/(VCD+VMN).....	0,0068 (0,744)	0,0251 (0,107)	0,0319 (0,187)
p-valor est. t.....			
% disminuciones.....	48	22	37
p-valor Wilcoxon.....	(0,755)	(0,021)	(0,171)

Panel C. Contraste sobre el cambio en el ratio turnover

	Previo	Posterior	Cambio	p-valor est. t	% disminucion	p-valor Wilcoxon
Turnover.....	0,0022	0,0020	- 0,0002	(0,601)	57%	(0,274)

Como ponen de manifiesto los dos análisis previos, parece no registrarse una variación en el riesgo de las empresas emisoras con posterioridad a la ampliación. No obstante, con el fin de completar el análisis, se ha procedido a estudiar el cambio en el ratio de endeudamiento y en la liquidez de las empresas que amplían capital. En el panel B del cuadro 4 se contrasta el cambio en el nivel de endeudamiento de las empresas emisoras empleando para ello diferentes medidas del ratio de endeudamiento. Los resultados muestran que no se registra un cambio significativo en el ratio de endeudamiento del período previo al posterior a la emisión, con cualquiera de las medidas de endeudamiento utilizadas.

Finalmente, se estudia si se registra un incremento en la liquidez con posterioridad a la ampliación empleando como medida de liquidez un proxy del ratio *turnover*. Los resultados en el panel C del cuadro 4 revelan que no se registra un cambio significativo en esta medida con posterioridad a la ampliación de capital. Con todo ello, podemos concluir que la peor evolución experimentada por las empresas emisoras tras la ampliación no parece deberse a una reducción de su riesgo.

3.3.2. EVOLUCIÓN PREVIA VERSUS EVOLUCIÓN POSTERIOR A LA AMPLIACIÓN

A continuación, se analiza la rentabilidad de las empresas emisoras con anterioridad a la ampliación y si existe una relación entre la evolución previa y posterior a esta decisión. En otros mercados, se han observado rentabilidades altas previas a la ampliación de capital (Asquith y Mullins, 1986; Loughran y Ritter, 1995, 1997; Jeanneret, 2000). Con el objeto de estudiar este fenómeno se ha analizado la evolución de la rentabilidad de las empresas de la muestra en el período de uno y dos años anteriores a la ampliación comparándola con la rentabilidad de la cartera de mercado.

Si bien, como se mostraba en el panel A del cuadro 2, la rentabilidad de las empresas emisoras es menor al promedio del mercado para los años siguientes a la emisión (rentabilidades ajustadas al mercado significativamente negativas); en el panel A del cuadro 5, podemos observar como para el período de dos y un año antes las empresas emisoras presentan una mejor evolución que el promedio del mercado. Estos resultados son similares a los detectados en otros mercados e ilustran un claro cambio en el comportamiento de la rentabilidad como consecuencia de la ampliación. No obstante, las rentabilidades anormales positivas previas son significativas sólo a un nivel del 10 por 100. Además, debe tenerse en cuenta que si, como se comentaba en el apartado 2, las empresas emisoras son menores al promedio del mercado, esta mejor evolución puede ser debida al efecto tamaño.

Pese a que los resultados del panel A no son del todo concluyentes, lo que nos interesa más es estudiar la relación entre las rentabilidades previas y posteriores a la ampliación. Esto es así, porque si se observa una correlación significativamente negativa podría ser evidencia del efecto reversión documentado por De Bondt y Thaler (1985). Así, la peor evolución post-oferta podría no deberse a la ampliación sino a la reversión de los altos rendimientos previos.

Los resultados del panel B del cuadro 5, ponen de manifiesto que las correlaciones entre los rendimientos previos y posteriores a la ampliación no son significativas para ninguno de los períodos analizados. Por tanto, la peor evolución observada en la rentabilidad de las empresas emisoras los años siguientes a ampliar capital no parece ser debida a una reversión.

Cuadro 5

EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD DE LAS EMPRESAS EMISORAS CON ANTERIORIDAD A LA AMPLIACIÓN

En este cuadro se examina la rentabilidad previa a la ampliación y su relación con los rendimientos posteriores. En el panel A se recoge la rentabilidad de las empresas emisoras previa a la ampliación comparada con el promedio del mercado. En el panel B se presentan los coeficientes de correlación entre las rentabilidades previas y posteriores para diferentes intervalos. * indica un nivel de significación del 10 por 100.

Panel A. Evolución previa a la ampliación	2 años antes	1 año antes
Rentabilidad empresas de la muestra (porcentaje)	33,05	16,21
Rentabilidad de mercado ponderada por valor (porcentaje)	9,34	3,22
Estadístico t	1,68*	1,68*
Estadístico t ajustado por asimetría.....	1,92*	1,84*
Panel B. Correlaciones entre las rentabilidades previas y posteriores a la ampliación	ACoR (-24, -1)	ACoR(-12, -1)
ACoR (1,12)	-0,003	-0,099
ACoR (1,24)	-0,044	-0,187
ACoR (1,36)	-0,024	-0,100

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS OPERATIVOS

Con el objeto completar el estudio sobre el efecto a largo plazo de la decisión de ampliar capital, en el presente apartado se procede a analizar la influencia de esta decisión en los resultados operativos de las empresas emisoras. Como se comentó previamente, en otros mercados se ha detectado una caída en los resultados operativos tras las ampliaciones de capital (McLaughlin, Safieddine y Vasudevan, 1996, 1998; y Loughran y Ritter, 1997, en el mercado norteamericano y Cai, 1998, en el japonés). En este epígrafe, en primer lugar se examina la variación de los resultados operativos de los años previos a los posteriores a la ampliación y en segundo lugar, se efectúa un análisis sobre las posibles variables explicativas de esta evolución.

4.1. VARIACIÓN DE LOS RESULTADOS OPERATIVOS EN TORNO A LA AMPLIACIÓN

Para este análisis, la medida de resultados operativos empleada es el *cash-flow operativo antes de impuestos*, que se ha calculado sumándole al Resultado Neto de Explotación aquellas partidas de gastos de la cuenta de resultados que no suponen salidas de fondos. Medidas similares han sido empleadas con anterioridad por Healy, Palepu y Ruback (1992); Patel, Emery y Lee (1993) y McLaughlin, Safieddine y Vasudevan (1996, 1998).

Esta medida se considera la más adecuada por varias razones. Por un lado, si en lugar de los flujos de caja se empleara el beneficio como medida de resultados, los valores obtenidos dependerían de determinadas partidas que, como la amortización, no suponen salidas de fondos y tienen cierto componente de subjetividad en la estimación. Por otro, esta medida, al no deducir los intereses ni los impuestos,

considera los flujos de caja generados por los activos de la empresa y, por tanto, no condiciona los resultados a la política de endeudamiento de la misma ni a la política impositiva estatal.

Dado que el resultado obtenido por la empresa dependerá de la dimensión de la compañía, se ha dividido el *cash-flow operativo* entre el valor total de sus activos, de manera que se tenga una medida de rendimiento que pueda ser comparada entre las distintas empresas y a lo largo del tiempo. Se ha empleado el valor contable de los activos y no su valor de mercado, porque las grandes oscilaciones que experimentan los precios, especialmente en un análisis a largo plazo, podría desvirtuar los resultados. Además, el valor contable utilizado es el neto, es decir que a la cifra de Total Activo que figura en el balance se le ha restado los activos que no son reales.

Además de analizar la variación en los resultados operativos de las empresas emisoras en torno a la ampliación, se estudia la evolución de los resultados operativos ajustados por empresas de control. De esta forma se controla que la evolución pudiera estar afectada por efectos temporales relacionados con el año específico en el que se realiza la oferta, o relacionados con determinadas características de las compañías como el tamaño o el sector al que pertenece.

Las empresas de control han sido seleccionadas siguiendo dos criterios. El primero, es elegir como compañía de control la más cercana en tamaño, siguiendo el procedimiento expuesto en el apartado tercero. En segundo lugar, se ha procedido a seleccionar la empresa de referencia siguiendo un algoritmo basado en el de Barber y Lyon (1996)²².

Este último procedimiento ha consistido en determinar, para cada empresa emisora, las diferentes empresas que no han ampliado capital en los tres años previos ni en los tres siguientes. De este universo, las empresas del mismo sector y con un tamaño comprendido entre el 25 y el 200 por 100 del de la empresa emisora son ordenadas en función de su resultado operativo, medido como *cash flow operativo* entre activo total neto el año previo a la ampliación. La compañía con un resultado operativo más cercano es escogida como empresa de control. En el caso de que ninguna empresa no emisora del mismo sector cumpla los requisitos relativos al tamaño, la empresa de control es seleccionada sin tomar en consideración su sector industrial. Para ello, se escoge la empresa no emisora que tenga el resultado operativo más próximo al de la compañía emisora siempre que su tamaño se encuentre entre el 90 y 110 por 100 de ésta. Si aun así ninguna empresa cumple los requisitos, el criterio del tamaño se flexibiliza, estableciéndose los márgenes entre el 80 y 120 por 100.

Cabe resaltar que el análisis que se efectúa en este apartado es incompleto, ya que la falta de información contable provoca que el número anuncios examinados difiera año tras año. Este problema, con el que también se han encontrado los estudios previos (McLaughlin, Safieddine y Vasudevan, 1996, 1998; Loughran y Ritter, 1997), es especialmente relevante en nuestro caso, debido al reducido tamaño de la muestra analizada. Además, este inconveniente se ve agravado cuando la empresa de control es seleccionada en función al sector industrial, tamaño y resultados operativos.

Dada la asimetría característica de los datos contables, se considera oportuno la aplicación de contrastes no paramétricos para testar la variación de los resultados operativos. En concreto, se realiza el

²² BARBER y LYON (1996) postulan que, debido a la tendencia observada de una reversión a la media en los resultados operativos, cuando se está estudiando su evolución la empresa de control debe seleccionarse teniendo en cuenta, además del tamaño, el sector industrial y los resultados operativos pre-evento.

contraste de los rangos con signos de Wilcoxon y el test de los signos. Además, se ha efectuado el contraste tradicional de la *t*.

En el panel A del cuadro 6 se presenta la variación en los resultados operativos para diferentes intervalos en torno a la decisión de ampliar capital. Los comentarios se centran en los valores de las medianas por considerarlo más apropiado dada la asimetría en los datos. Del año -2 al año -1, siendo el año 0 el de la ampliación, se registra un incremento en los resultados operativos de las empresas emisoras, sin embargo, a partir del año -1 y hasta el año +2 parece que la tendencia se invierte, registrándose una caída en los resultados operativos que es estadísticamente significativa al 5 por 100, tanto con el contraste de Wilcoxon como con el test de los signos, para el período (-1, +2).

En los paneles B y C se presenta la variación de los resultados operativos, pero en este caso ajustando por los resultados de las empresas de control, seleccionadas por tamaño y por sector industrial, tamaño y resultados operativos, respectivamente. También se observa una evolución favorable del año -2 al -1 y una reducción del año -1 al +2, sin embargo, los resultados en general no son estadísticamente significativos.

Así, comprobamos como las tendencias que presentan los resultados operativos son similares a la evidencia empírica previa del mercado norteamericano, es decir, parece detectarse un empeoramiento en los flujos de caja generados por los activos de la empresa tras la ampliación de capital. No obstante, los resultados del cuadro 6 deben interpretarse con cautela dado que la falta de información contable reduce sustancialmente el tamaño muestral, problema especialmente relevante para el panel C.

4.2. FACTORES EXPLICATIVOS DE LA EVOLUCIÓN DE LOS RESULTADOS OPERATIVOS

A continuación se examina qué variables pueden afectar a la caída en los resultados operativos tras la emisión. Para ello se ha efectuado un análisis de regresión donde las variables dependientes son los cambios experimentados en los resultados operativos de las empresas emisoras en varios intervalos de tiempo (-1, 0), (-1, +1) y (-1, +2), siendo 0 el año de la ampliación. Como variables independientes se han empleado: el *free-cash flow*, el cambio que experimenta la empresa en su inmovilizado material y el tamaño de la compañía.

La teoría del *free-cash flow* (Jensen, 1986) predice una relación negativa entre los cambios en los resultados operativos y el exceso de disponibilidad de fondos (*free-cash flow*) previo a la ampliación. Esto es así porque cuanto mayor sea el exceso de fondos en manos de los gestores mayor será su incentivo a sobredimensionar la empresa y a llevar a cabo inversiones no rentables. Como medida del exceso de fondos disponibles se utiliza la variable SLACK que se calcula como la suma de la tesorería y las inversiones financieras temporales entre la suma de la tesorería, las inversiones financieras temporales y el importe efectivo de la emisión. Así, es una medida de la capacidad de la empresa para financiar nuevas inversiones sin tener que recurrir al mercado de capitales. Algunos estudios han utilizado, para medir el *free-cash flow*, los flujos de caja generados por la empresa. No obstante, esta variable se puede considerar más como medida de rentabilidad que como de exceso de tesorería. Por este motivo se ha optado por emplear la variable SLACK como una aproximación del *free-cash-flow* previo a la ampliación de capital. Se espera que el coeficiente de esta variable tome signo negativo, lo que indicaría que a mayor flujo de caja disponible por parte de la empresa peor evolución de los resultados operativos con posterioridad.

Cuadro 6

VARIACIÓN DE LOS RESULTADOS OPERATIVOS DE LAS EMPRESAS EMISORAS

En este cuadro se recoge la variación en los resultados operativos en torno a la decisión de ampliar capital. Como medida del resultado operativo se ha tomado el cash-flow operativo antes de impuestos, que se ha calculado sumándole al Resultado Neto de Explotación las provisiones y amortizaciones. Además, esta medida está deflactada por el Activo Total Neto. En los paneles B y C se ilustran las variaciones en los resultados operativos de las empresas emisoras ajustados por empresas de control seleccionadas siguiendo dos criterios alternativos.* y ** indican un nivel de significación estadística del 10 y 5 por 100, respectivamente

Panel A. Variación de los resultados operativos

Período	Del año -2 al -1	Del año -1 al 0	Del año -1 al +1	Del año -1 al +2
Promedio.....	0,31	-2,57	-1,98	-2,28
Mediana.....	1,06	-2,27	-0,84	-1,34
Porcentaje positivo	59,09	35,48	41,94	29,03
N.....	22	31	31	31
Wilcoxon.....	0,08	-1,65*	-0,80	-2,02**
Signos.....	0,85	-1,62	-0,90	-2,33**
Est. t.....	0,73	-1,75*	-1,17	-1,15

Panel B. Variación en resultados operativos ajustados por empresas de control seleccionadas por tamaño

Período	Del año -2 al -1	Del año -1 al 0	Del año -1 al +1	Del año -1 al +2
Promedio.....	-0,04	-2,68	-3,11	-3,47
Mediana.....	2,85	-0,85	-2,34	-3,70
Porcentaje positivo	-40,91	-61,29	-58,06	-64,52
N.....	22	31	31	31
Wilcoxon.....	0,15	-1,37	-1,53	-1,74*
Signos.....	0,85	-1,26	-0,90	-1,62
Est. t.....	-0,04	-1,66	-1,51	-1,51

Panel C. Variación en resultados operativos ajustados por empresas de control, seleccionadas por tamaño, sector industrial y resultados operativos previos

Período	Del año -2 al -1	Del año -1 al 0	Del año -1 al +1	Del año -1 al +2
Promedio.....	2,34	-0,62	0,15	2,95
Mediana.....	3,48	0,46	-3,40	-5,29
Porcentaje positivo	63,16	52,63	47,37	42,11
N.....	19	19	19	19
Wilcoxon.....	0,85	0,48	0,24	-0,08
Signos.....	1,15	0,23	-0,23	-0,69
Est. t.....	1,29	-0,37	0,10	1,00

La segunda variable explicativa (INVEST) es el cambio que experimenta la empresa en su inmovilizado material entre los años -1 y +1, dividido entre el activo total neto de la empresa el año -1. Es lógico pensar que la empresa que emplee los fondos obtenidos con la ampliación para efectuar inversiones tenga unos mayores resultados operativos tras la emisión. Por tanto, se espera un coeficiente positivo para esta variable.

Por último se ha introducido como variable de control el tamaño de la empresa (SIZE), calculado como su activo total neto (en millones de euros). Si al aumentar la dimensión de la empresa se

reduce la asimetría informativa, se esperaría que el coeficiente de esta variable tome signo positivo. Es decir, que las empresas de mayor tamaño experimenten una menor caída en resultados operativos con posterioridad a la ampliación.

En el panel A del cuadro 7 se recogen los resultados de las regresiones cuando la variable dependiente es la variación en resultados operativos en el período (-1,0). En concreto, el coeficiente de la variable SLACK toma un valor en torno a -11, significativo con un p-valor en torno al 2 por 100. Este resultado confirma el argumento de que cuanto mayores son los flujos disponibles en manos de los gestores pero es la rentabilidad de los activos de la empresa. Los signos de los coeficientes de las otras dos variables explicativas son los esperados pero carecen de significación estadística.

En los paneles B y C se ilustran los resultados de las regresiones cuando las variables dependientes son la variación en el resultado operativo para el período (-1, +1) y (-1, +2), respectivamente. Los resultados son análogos a los comentados para el panel A. Así, aunque los signos de los coeficientes de las tres variables son los esperados, el único que es estadísticamente significativo es el correspondiente a la variable SLACK. Por tanto, parece que sólo esta variable tiene alguna capacidad para explicar los resultados. En concreto, cuanto mayor es el flujo de caja disponible por parte de la empresa mayor es la caída registrada en resultados operativos tras la ampliación.

5. CONCLUSIONES

En el presente capítulo se ha analizado, en primer lugar, el efecto a largo plazo en la rentabilidad del accionista de los aumentos de capital en el mercado español. Se ha detectado que las empresas que adoptan esta decisión experimentan una peor evolución en los precios de la que habrían tenido en caso contrario. En este análisis se ha prestado especial atención no sólo a la referencia utilizada para el cálculo de las rentabilidades anormales, sino también a su medición y contraste en el período de análisis, con el objeto de minimizar la influencia de los sesgos documentados para los estudios de eventos en el largo plazo en los resultados. El rigor en la metodología empleada, unido a que los resultados son robustos a las diferentes alternativas de estimación de la rentabilidad normal utilizadas, sugieren que los resultados no son debidos a estos sesgos.

Adicionalmente, se ha comprobado que la peor evolución en los precios de las empresas emisoras no se debe a una reducción en su riesgo sistemático tras la ampliación, no está causada por una reversión en las rentabilidades, ni se debe exclusivamente a determinadas características de las empresas emisoras como su tamaño o ratio *book to market*.

Se ha completado el capítulo con el estudio de los resultados operativos en torno a la ampliación. En este análisis parece detectarse un empeoramiento en los flujos de caja generados por los activos de las compañías emisoras del año previo al segundo año posterior a la ampliación, sin embargo, estas variaciones en los resultados operativos de las empresas emisoras no son significativas cuando ajustamos por sus empresas de control. No obstante, se detecta que la caída en resultados operativos es tanto mayor cuanto mayor es el exceso de recursos disponibles por parte de la dirección.

Se observa que las empresas que adoptan la decisión de ampliar capital tienen un menor ratio *book to market* que el promedio del mercado. Esto puede interpretarse como que los inversores estiman que estas compañías tienen más oportunidades de inversión rentables. Además, son las empresas con

Cuadro 7

FACTORES EXPLICATIVOS DE LA EVOLUCIÓN EN RESULTADOS OPERATIVOS EN TORNO A LA AMPLIACIÓN

En este cuadro se recogen los resultados de las regresiones relativas a las variaciones en los resultados operativos para diferentes períodos en torno a la emisión frente a determinadas características de las empresas. La variable SLACK se calcula como la suma de la tesorería y las inversiones financieras temporales entre la suma de la tesorería, las inversiones financieras temporales y el importe efectivo de la emisión, y se utiliza como estimación del free-cash-flow. INVEST es el cambio en el inmovilizado material entre los años $-l$ y $+l$, dividido entre el activo total neto de la empresa el año $-l$. SIZE es el tamaño de la empresa calculado como su activo total neto (en millones de euros). Entre paréntesis figuran los *p*-valores estadísticos.

Panel A. Variable dependiente: Variación en resultados operativos entre los años $-l$ y 0 , $Var(-l, 0)$

$$Var(-l, 0) = \alpha_0 + \alpha_1 SLACK + \alpha_2 INVEST + \alpha_3 SIZE$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	N	R^2	R^2 ajust.
(1).....	0,838 (0,684)	-10,760 (0,024)			30	0,169	0,139
(2).....	-0,430 (0,871)	-10,813 (0,025)		0,003 (0,446)	30	0,187	0,127
(3).....	0,738 (0,727)	-10,933 (0,025)	2,095 (0,741)		30	0,172	0,111
(4).....	-0,611 (0,823)	-11,025 (0,025)	2,545 (0,691)	0,003 (0,434)	30	0,192	0,099

Panel B. Variable dependiente: Variación en resultados operativos entre los años $-l$ y $+l$, $Var(-l, +l)$

$$Var(-l, +l) = \alpha_0 + \alpha_1 SLACK + \alpha_2 INVEST + \alpha_3 SIZE$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	N	R^2	R^2 ajust.
(1).....	1,455 (0,552)	-10,718 (0,055)			30	0,126	0,094
(2).....	-0,348 (0,911)	-10,793 (0,054)		0,005 (0,359)	30	0,153	0,090
(3).....	1,108 (0,653)	-11,316 (0,045)	7,273 (0,328)		30	0,157	0,094
(4).....	-0,915 (0,772)	-11,455 (0,043)	7,947 (0,288)	0,005 (0,313)	30	0,190	0,096

Panel C. Variable dependiente: Variación en los resultados operativos entre los años $-l$ y $+2$, $Var(-l, +2)$

$$Var(-l, +2) = \alpha_0 + \alpha_1 SLACK + \alpha_2 INVEST + \alpha_3 SIZE$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	N	R^2	R^2 ajust.
(1).....	1,886 (0,509)	-12,856 (0,049)			30	0,132	0,101
(2).....	0,573 (0,877)	-12,910 (0,051)		0,003 (0,569)	30	0,142	0,079
(3).....	1,623 (0,578)	-13,309 (0,045)	5,512 (0,528)		30	0,145	0,081
(4).....	0,144 (0,970)	-13,410 (0,047)	6,005 (0,498)	0,004 (0,534)	30	0,158	0,060

menor *book to market* antes de la ampliación las que experimentan una peor evolución en los precios con posterioridad. Esto podría deberse a que las empresas están invirtiendo en lo que el mercado interpreta como proyectos con valor actual neto positivo, pero realmente los proyectos tienen, en muchos casos, un valor actual neto negativo.

Todo esto es consistente con la idea de que los inversores son demasiado optimistas con relación a las oportunidades de inversión de las empresas emisoras de forma que, cuando con posterioridad a la ampliación estas expectativas excesivamente optimistas no se cumplen se refleja en rentabilidades anormales negativas. Además, la caída en los flujos de caja generados por los activos de la empresa parece confirmar que, con posterioridad a la ampliación, las inversiones no son tan buenas como se esperaba.

Con respecto a los directivos, podría ocurrir que quieran captar fondos para invertir más porque también son demasiado optimistas o que sean más realistas pero quieran aprovechar el beneficio personal que el aumento en la dimensión empresarial les reporta. En cualquier caso, la rentabilidad de los activos tras la emisión es tanto peor cuanto mayor es el exceso de flujos de caja disponible en manos de los gestores confirmando su prioridad del objetivo crecimiento frente al objetivo maximizar valor.

REFERENCIAS

- ÁLVAREZ, S., y GONZÁLEZ, V. M. (2001), «Long-Run Performance of Initial Public Offerings (IPOs) in the Spanish Capital Market», *Working Paper*, SSRN.
- ARRONDO, R.; GÓMEZ, S., y FERNÁNDEZ, E. (2000), «The Security Issue Decision under Asymmetric Information and Agency Costs», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- ASQUITH, P., y MULLINS, D. W. (Jr.) (1986), «Equity Issues and Offering Dilution», *Journal of Financial Economics*, 15, 61-89.
- BALL, R. (1978), «Anomalies in Relationships Between Securities' Yields and Yield-Surrogates», *Journal of Financial Economics*, 6, 103-126.
- BARBER, B. M., y LYON, J. D. (1996), «How Can Long-Run Abnormal Stock Returns Be Both Positively and Negatively Biased?», *Working Paper*, University of California, Davis, C.A.
- (1997a), «Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Tests Statistics», *Journal of Financial Economics*, 43, 341-472.
- (1997b), «Firm Size, Book to Market Ratio, and Security Returns: A Holdout Sample of Financial Firms», *Journal of Finance*, 52, 875-884.
- BRAV, A. (1999), «Inferences in Long Horizon Event Studies: A Bayesian Approach with Applications to Initial Public Offerings», *Duke University Working Paper*.
- BROCK, W.; LAKONISHOK, J., y LEBARON, B. (1992), «Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns», *Journal of Finance*, 47, 1731-1764.
- CAI, J. (1998), «The Long-Run Performance Following Japanese Rights Issues», *Applied Financial Economics*, 8, 419-434.
- CHAN, L.; JEGADEESH, N., y LAKONISHOK, J. (1995), «Evaluating the Performance of Value versus Glamour Stocks: The Impact of Selection Bias», *Journal of Financial Economics*, 38, 269-296.
- CUÉLLAR, B., y LAINEZ, J. A. (1999), «Relación de las Variables Fundamentales con la Rentabilidad de los Títulos», *X Congreso de la Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas (AECA)*, Zaragoza.

-
- DAVIS, J. L. (1994), «The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-Compustat Evidence», *Journal of Finance*, 49, 1579-1593.
- DE BONDT, W., y THALER, R. (1985), «Does the Stock Market Overreact?», *Journal of Finance*, 40, 793-808.
- DUBOIS, M., y JEANNERET, P. (2000), «The Long-Run Performance of Seasoned Equity Offerings with Rights», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- ECKBO, B. E.; MASULIS, R. W., y NORLI, O. (2000), «Seasoned Equity Offerings: Resolution of the New Issues Puzzle», *Journal of Financial Economics*, 56, 251-291.
- FAMA, E. F. (1991), «Efficient Capital Markets II», *Journal of Finance*, 46, 1575-1617.
- FAMA, E. F., y FRENCH, K. R. (1992), «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *Journal of Finance*, 47, 427-466.
- (1993), «Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- (1998), «Value versus Growth: The International Evidence», *Journal of Finance*, 53, 1975-1999.
- FARINÓS, J. E. (2001), «Rendimientos Anormales de las OPV en España», *Investigaciones Económicas*, 25, 417-437.
- FARINÓS, J. E.; GARCÍA, C. J., e IBÁÑEZ, A. M. (2002), «Comportamiento a Largo Plazo de las Ofertas Públicas de Venta Subsiguentes en el Mercado Español», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 2002-23*.
- GARCÍA-AYUSO, M., y RUEDA, J. A. (1998), «Anomalías en el Mercado de Capitales Español», *Working Paper, Universidad de Sevilla*.
- GÓMEZ-SALA, J. C., y MARHUENDA, J. (1998), «La Anomalía del Tamaño en el Mercado de Capitales Español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 27, 1033-1059.
- HEALY, P.; PALEPU, K. G., y RUBACK, R. (1992), «Does Corporate Performance Improve after Mergers?», *Journal of Financial Economics*, 31, 135-175.
- IKENBERRY, D.; LAKONISHOK, J., y VERMAELEN, T. (1995), «Market Underreaction to Open Market Share Repurchases», *Journal of Financial Economics*, 39, 181-208.
- IKENBERRY, D.; RANKINE, G., y STICE, E. (1996), «What do Stock Splits Really Signal?», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 357-376.
- JEANNERET, P. (2000), «Use of the Proceeds and Long-Term Performance of French SEO Firms», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- JEGADEESH, N. (2000), «Long-Term Performance of Seasoned Equity Offerings: Benchmark Errors and Biases in Expectations», *Financial Management*, 29, 5-30.
- JENSEN, M. C. (1986), «Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers», *American Economic Review*, 76, 323-329.
- JOHNSON, N. J. (1978), «Modified tTests and Confidence Intervals for Asymmetrical Populations», *Journal of the American Statistical Association*, 73, 536-544.
- KANG, J. K.; KIM Y. C., y STULZ, R. M. (1999), «The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle: Evidence From Japan», *The Review of Financial Studies*, 12, 519-534.
- KOTHARI, S. P., y WARNER, J. B. (1997), «Measuring Long-Horizon Security Price Performance», *Journal of Financial Economics*, 43, 301-339.
- LEE, I. (1997), «Do Firms Knowingly Sell Overvalued Equity?», *Journal of Finance*, 52, 1439-1466.
- LINTNER, J. (1965), «The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», *Review of Economics and Statistic*, 47, 13-37.

-
- LOUGHAN, T., y RITTER, J. R. (1995), «The New Issues Puzzle», *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- (1997), «The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings», *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
- LYON, J. D.; BARBER, B. M., y TSAI, C. (1999), «Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns», *Journal of Finance*, 54, 165-201.
- MARTÍN-UGEDO, J. F. (2003), «Equity Rights Issues in Spain: Flotation Costs and Wealth Effects», *Journal of Business Finance and Accounting*, 30, 1277-1304.
- MC LAUGHLIN, R.; SAFI EDDINE, A., y VASUDEVAN, G. K. (1996), «The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers: Free Cash Flow and Post-Issue Performance», *Financial Management*, 25, 41-53.
- (1998), «The Information Content of Corporate Offerings of Seasoned Securities: An Empirical Analysis», *Financial Management*, 27, 31-45.
- MOSIN, J. (1966), «Equilibrium in a Capital Asset Market», *Econometrica*, 34, 768-783.
- PATEL, A.; EMERY, D. R., y LEE, Y. W. (1993), «Firm Performance and Security Type in Seasoned Offerings: An Empirical Examination of Alternative Signaling Models», *Journal of Financial Research*, 16, 181-193.
- RAU, P., y VERMAELEN, T. (1996), «Glamour, Value and the Post-acquisition Performance of Acquiring firms», *Working Paper*, INSEAD.
- RITTER, J. R. (1991), «The Long-Run Performance of Initial Public Offerings», *Journal of Finance*, 46, 3-27.
- RUBIO, G. (1986a), «Emisiones y Eficiencia: Un Análisis Empírico del Mercado Primario de Acciones en España», *Revista Española de Economía*, 3, 225-248.
- (1986b), «Los Efectos de la Contratación Poco Frecuente: Tamaño y Valoración», *Boletín de Estudios Económicos*, 41, 369-383.
- (1987), «El Contenido Informativo de los Derechos de Suscripción e Información Asimétrica en los Mercados Primarios», *Investigaciones Económicas* (Segunda época), 11, 219-242.
- SHARPE, W. (1964), «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk», *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- SMITH, C. W., y WATTS, R. (1992), «The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend and Compensation Policies», *Journal of Financial Economics*, 32, 263-292.
- SPIESS, D. K., y AFFLECK-GRAVES, J. (1995), «Underperformance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 38, 243-267.
- STEHLE, R.; EHRHARDT, O., y PRZYBOROWSKY, R. (2000), «Long-Run Stock of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues», *European Financial Management*, 6, 173-196.
- SUTTON, C. D. (1993), «Computer-Intensive Methods for Tests about the Mean of an Asymmetrical Distribution», *Journal of the American Statistical Association*, 88, 802-808.
- TREYNOR, J. (1961), «Toward a Theory of Market Value of Risky Assets», manuscrito no publicado.

2

¿SON LOS INVERSORES DEMASIADO OPTIMISTAS EN SUS EXPECTATIVAS ACERCA DE LAS EMPRESAS QUE AMPLIAN CAPITAL?

1 INTRODUCCIÓN

Trabajos en diferentes mercados han puesto de manifiesto que las empresas que amplían capital experimentan rentabilidades anormales negativas en los años siguientes a la adopción de esta decisión²³. En el capítulo anterior se ha detectado que en el mercado español, para ampliaciones de capital realizadas mediante derechos de suscripción preferente, las empresas también experimentan rentabilidades anormales negativas en el período de tres años siguientes a la adopción de esta decisión.

La interpretación de este comportamiento anómalo ha sido objeto de un debate considerable. Por un lado, diferentes autores documentan importantes sesgos en la medición y en el contraste de los rendimientos en horizontes temporales largos, de forma que las rentabilidades anormales detectadas podrían deberse a estos sesgos (Barber y Lyon, 1997; Kothari y Warner, 1997; Lyon, Barber y Tsai, 1999). En el capítulo anterior se ha prestado especial atención no sólo a la referencia utilizada para el cálculo de las rentabilidades anormales, sino también a su medición y contraste en el período de análisis, con el objeto de minimizar la influencia de estos sesgos en los resultados. El rigor en la metodología empleada y el hecho de que los resultados sean robustos a las diferentes alternativas de estimación de la rentabilidad normal utilizadas, cuestionan que los resultados se deban a estos sesgos. Además, la evidencia obtenida en el primer capítulo parece indicar que las bajas rentabilidades post-oferta no se deben a una reducción en el riesgo de las empresas tras la ampliación.

Una explicación alternativa es la que se basa en que los inversores tienen expectativas excesivamente optimistas acerca de las empresas que amplían capital, de forma que la mala evolución en la rentabilidad a largo plazo de las empresas emisoras se debe a la corrección gradual de este exceso de optimismo (Loughran y Ritter, 1997; Kang, Kim y Stulz, 1999; Jegadeesh, 2000).

Varios estudios han intentado contrastar esta hipótesis de expectativas optimistas. Dado que las expectativas del mercado no son observables, algunos autores han planteado utilizar como proxy de

²³ LOUGHAN y RITTER, 1995, 1997; SPIESS y AFFLECK-GRAVES, 1995; LEE, 1997; JEGADEESH, 2000 para el mercado norteamericano; CAI, 1998; y KANG, KIM y STULZ, 1999, en el mercado japonés; JEANNERET, 2000, en el francés; y STEHLE, EHRHARDT y PRZYBOROWSKY, 2000, en el alemán.

las mismas las predicciones de los analistas sobre los beneficios futuros²⁴. De esta forma, en estos estudios se analiza si las predicciones de los analistas en torno a la decisión de ampliar capital son inusualmente favorables, lo que aportaría evidencia a favor del argumento del optimismo.

En este contexto, Ali (1996) y Teoh y Wong (2002) observan que las predicciones a un año de los analistas sobre los beneficios de las empresas emisoras, en el período de cinco años siguientes a la emisión, presentan un sesgo optimista mayor comparado con las compañías que no llevan a cabo una ampliación de capital. Sin embargo, Hansen y Sarin (1998) documentan que las predicciones de beneficios a un año para empresas emisoras en torno a la oferta no son más favorables que para las compañías no emisoras.

Diversos autores plantean que utilizar las predicciones a un año como medida de las expectativas sobre los beneficios futuros puede no ser lo más adecuado. Dado que la peor evolución experimentada por las empresas que amplían capital se extiende a varios años posteriores a esta decisión, la predicción sobre el crecimiento de los beneficios a largo plazo podría ser una medida más idónea (Hansen y Sarin, 1998; Dechow, Hutton y Sloan, 2000). Los resultados en relación a las predicciones a largo plazo de los analistas en torno a las emisiones tampoco son concluyentes. Hansen y Sarin (1998) rechazan que las predicciones a largo plazo de los analistas sean más favorables para las empresas emisoras, mientras que los resultados de Dechow, Hutton y Sloan (2000) son consistentes con la existencia de un sesgo excesivamente optimista en los pronósticos a largo plazo alrededor de los anuncios de ampliación de capital.

Alternativamente, otra línea de investigación examina la reacción de los inversores a los anuncios de beneficios posteriores a la emisión como forma de contrastar la hipótesis de optimismo. Así, Cornett, Mehran y Tehranian (1998) en su estudio sobre la evolución con posterioridad a la emisión de acciones por parte de bancos comerciales, detectan que las emisiones voluntarias por parte de estas entidades van seguidas de una mala evolución en la rentabilidad y, además, el mercado reacciona negativamente a los anuncios de beneficios posteriores a la emisión. Rangan (1998), Jegadeesh (2000) y Denis y Sarin (2001) también examinan la reacción de los inversores a los anuncios de beneficios siguientes a las ampliaciones de capital, detectando rentabilidades anormales negativas ante estos anuncios. Sin embargo, la evidencia obtenida por Shivakumar (2000) y Brous, Datar y Kini (2001) sugiere que los inversores no son sorprendidos negativamente con los anuncios de beneficios siguientes a las ampliaciones de capital.

El objetivo del presente capítulo es contrastar la hipótesis de expectativas excesivamente optimistas acerca de las empresas que amplían en el mercado español como posible explicación a las rentabilidades anormales detectadas los años siguientes a esta decisión. Este análisis extiende la literatura previa estudiando por primera vez el argumento del optimismo para emisiones con derechos de suscripción preferente. Aunque existe evidencia de rentabilidades anormales negativas tras las emisiones con derechos, todos los estudios que han contrastado la hipótesis de optimismo se han centrado en ampliaciones mediante ventas en firme. A priori, lo que cabría esperar es que en las emisiones con derechos el optimismo sea menor, con relación a las ventas en firme, dado que los potenciales compradores de las acciones son principalmente los accionistas antiguos.

²⁴ Las predicciones realizadas por los analistas pueden interpretarse como las expectativas de estos analistas sobre los beneficios futuros de las compañías y como proxy de las expectativas de los inversores (BROWN y ROZEFF, 1978; ELTON, GRUBER y GULTEKIN, 1984; y O'BRIEN, 1988).

Adicionalmente, dado que la evidencia sobre el argumento del optimismo no es concluyente, en este capítulo hemos intentado mejorar la metodología y emplear diferentes procedimientos de contraste con el objeto de aclarar si el excesivo optimismo de los inversores puede explicar la anomalía de las ampliaciones de capital. En concreto, hemos introducido un análisis multivariante de regresión con datos de panel que complementa los análisis univariantes habitualmente empleados en este contexto.

Así, en primer lugar examinamos los errores de predicción cometidos por los analistas en sus predicciones, tanto a corto como a largo plazo, sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras. Observamos que los pronósticos para las empresas que amplían capital son inusualmente favorables y, además, la caída en la rentabilidad posterior a la oferta es más pronunciada para las compañías con predicciones más optimistas. En segundo lugar, nos centramos en la reacción del mercado a los anuncios de beneficios posteriores a la ampliación de capital detectando una sorpresa negativa. Con todo ello, la evidencia en este capítulo parece ser consistente con un excesivo optimismo de los inversores sobre los beneficios futuros de las empresas que llevan a cabo una ampliación de capital.

El resto del capítulo se estructura como sigue. En el siguiente epígrafe se describe la muestra y las fuentes de datos utilizadas. En el apartado tercero se estudian los errores cometidos por los analistas en sus predicciones sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras y su poder explicativo en la evolución de la rentabilidad los años siguientes a la oferta. En la sección cuarta se analiza la reacción del mercado a los cuatro anuncios de beneficios anuales siguientes a la ampliación de capital. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. MUESTRA Y DATOS

La muestra de empresas emisoras analizada es la utilizada en el capítulo previo, ya que lo que se intenta es explicar la peor evolución en la rentabilidad post-oferta detectada. Como se comentó entonces, esta muestra está constituida por 44 ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente y que supongan aportación de fondos²⁵.

Se necesita información de las predicciones de los analistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras. Esta información se obtiene de la base de datos *Institutional Brokers Estimation System* (IBES). En concreto, se utilizan las siguientes predicciones: (i) las predicciones a un año realizadas por los analistas el año previo a la ampliación, las realizadas el año de la emisión y las realizadas en cada uno de los tres años siguientes, (ii) las predicciones a dos años realizadas por los analistas el año previo a la emisión, el año de ampliación y el posterior y (iii) las predicciones a tres años realizadas el año anterior, el año de la emisión y el siguiente.

Los errores de predicción se calculan comparando la predicción media de los analistas realizada a priori con el beneficio real, disponible también en la base de datos IBES. Para contrastar si los pronósticos para las compañías que amplían capital son inusualmente favorables, los errores de predicción de cada empresa emisora se comparan con los errores cometidos por los analistas en las mismas fechas para un grupo de control constituido por compañías no emisoras. Los datos de las predicciones y beneficios de las empresas que forman estos grupos de control se extraen también de la base IBES.

²⁵ El proceso de selección muestral está detallado en el capítulo I.

Adicionalmente, para el análisis de la reacción del mercado a los anuncios de beneficios siguientes a la decisión de ampliar capital, necesitamos determinar el momento en el que la cifra de beneficio contable anual se hace pública. Se ha tomado como tal la fecha publicada en la sección de hechos relevantes de la CNMV. Además estas fechas han sido corregidas con la base de datos *JCF Quant* en los casos en que la publicación en *JCF* es anterior a la fecha registrada en la CNMV. En concreto, los anuncios analizados han sido: el anuncio del beneficio del año de la ampliación, el cual se publica al principio del año siguiente, y los anuncios de beneficios anuales de los tres años siguientes a la emisión²⁶.

Finalmente, necesitamos las rentabilidades diarias ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos de las empresas emisoras. La información para su cálculo procede del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas, SIBE.

3. ERRORES DE PREDICCIÓN DE LOS ANALISTAS EN TORNO A LA AMPLIACIÓN

En este apartado contrastamos la hipótesis de expectativas excesivamente optimistas acerca de las empresas que llevan a cabo una ampliación de capital examinando los pronósticos de los analistas sobre los beneficios futuros de estas compañías. Si detectamos que las predicciones para las empresas emisoras son inusualmente favorables esto aportaría evidencia a favor de este argumento del optimismo. En este contexto, es importante destacar que la evidencia previa ha documentado que los pronósticos de los analistas, en promedio, presentan un sesgo optimista²⁷. Por ello, nuestro interés es analizar si el sesgo optimista en las predicciones de beneficios para las empresas emisoras es mayor al habitualmente cometido por los analistas.

Con esta idea, se examina si en los años en torno a la decisión de ampliar capital existe una diferencia significativa entre los errores de predicción para las compañías emisoras y los errores para las empresas que no han adoptado esta decisión. En concreto las fechas de análisis son: el año previo a la ampliación, el año del evento y los tres años siguientes.

Se debe tener en cuenta que los analistas realizan sus predicciones sobre el beneficio de un determinado año cada mes hasta que el beneficio es publicado. Las empresas publican habitualmente sus resultados en el período de tres meses siguientes al final del año, aunque la fecha exacta difiere para cada compañía. Obviamente, es de esperar que con el paso del tiempo las predicciones sean más exactas, de forma que, para comparar los errores de predicción de las empresas emisoras con las que no han adoptado esta decisión debemos analizar los pronósticos realizados en el mismo mes para ambos grupos. Elegimos diciembre como el mes en el cual compararemos los errores de predicción de emisoras y no emisoras²⁸. Sin embargo, para el año del anuncio de ampliación estudiamos las predicciones en el mes previo

²⁶ Los datos sobre fechas de publicación de beneficios comienzan en 1991 por lo que no disponemos de las cuatro fechas de anuncio siguientes a la emisión para todas las empresas. El análisis se ha llevado a cabo en cada fecha con la información disponible.

²⁷ ELTON, GRUBER y GULTEIN (1984); BROWN, FOSTER y NOREEN (1985); O'BRIEN (1988); DREMAN y BERRY (1995); McNICHOLS y O'BRIEN (1997); BROWN (1996, 1997); HANSEN y SARIN (1998); LARRÁN y REES (1999); DECHOW, HUTTON y SLOAN (2000).

²⁸ No se ha tomado la última predicción disponible porque se detecta que en muchas ocasiones coincide con el beneficio publicado, probablemente debido a que la información sobre el beneficio ya ha llegado a los analistas.

y posterior a dicho anuncio con el objeto de detectar posibles cambios en los pronósticos debido a la adopción de esta decisión.

3.1. ANÁLISIS UNIVARIANTE

El error de predicción se define como la diferencia entre el beneficio real por acción y la predicción media de los analistas realizada a priori sobre ese beneficio. Evidentemente, para que esta medida de la magnitud del error sea comparable entre empresas se requiere utilizar un deflactor, sin embargo, en la literatura previa no existe consenso en relación con el deflactor a utilizar. Es de destacar que el deflactor más comúnmente utilizado para el cómputo de los errores de predicción ha sido el precio del título (Ali, 1996; Rajan y Servaes, 1997; Hansen y Sarin, 1998; Richardson, Teoh y Wysocki, 2001; Doukas, Kim y Pantzalis, 2001; Teoh y Wong, 2002; Marciukaitė y Szewczyk, 2001). La justificación que se da del empleo del precio en lugar del beneficio por acción es mejorar las propiedades estadísticas de la serie de los errores de predicción y, por tanto, la fiabilidad de los contrastes²⁹.

Sin embargo, Mian y Teo (2001) argumentan que si los títulos tienen un ratio *earning-to-price*³⁰ diferente, la comparación en sección cruzada de los errores de predicción cuando se utiliza el precio como deflactor puede desvirtuar los resultados. Por ejemplo, imaginemos dos títulos A y B con diferentes precios, 2€ y 1€, respectivamente, pero con la misma predicción del beneficio por acción de 0,02. Supongamos que para las dos compañías el beneficio real por acción es la mitad de lo que se había previsto, es decir, 0,01. Si se emplea el precio como deflactor, el error de predicción en valor absoluto sería 0,005 para la empresa A y 0,01 para la B, cuando para las dos compañías el error cometido por los analistas es el mismo.

Este ejemplo sirve para ilustrar que utilizar el precio como deflactor implica dar más peso a los errores de predicción de las compañías con precios bajos en relación a los beneficios reales o esperados. Así las empresas con mayores beneficios, reales o esperados, con relación al precio presentarán un sesgo al alza en los errores de predicción en valor absoluto³¹. Este sesgo en la comparación en sección cruzada de los errores de predicción para empresas con diferente ratio *earning-to-price* si los errores se deflactan por el precio, es lo que lleva a Mian y Teo (2001) a defender la utilización del valor absoluto del beneficio por acción o de su predicción como deflactor.

Hemos analizado si, como Mian y Teo (2001) argumentan, las empresas con mayores beneficios reales o esperados con relación al precio presentan un sesgo al alza en los errores de predicción cuando el precio se utiliza como deflactor. Para ello calculamos, para cada empresa de la base de datos IBES los

²⁹ Obsérvese que deflactar por el beneficio o por su predicción va a suponer, en ocasiones, tener en el denominador un número muy cercano a cero, o incluso cero. En este contexto, DREMAN y BERRY (1995) documentan que tienden a aparecer un gran número de outliers cuando el beneficio o la predicción se utiliza como deflactor.

³⁰ El ratio *earning-to-price* se define como el beneficio por acción dividido por el precio del título.

³¹ HANSEN y SARIN (1998), utilizando el precio como deflactor, documentan que el sesgo optimista en las predicciones de los analistas es mayor para las compañías con mayores ratios *earning-to-price* estimados. Esta relación puede deberse a la relación entre este ratio y los errores de predicción deflactados por el precio. Otros estudios que podrían estar posiblemente afectados por esta relación son aquellos que, utilizando el precio como deflactor, documentan que las empresas con ratio *book-to-market* mayor tienen mayores errores de predicción en valor absoluto (RICHARDSON, TEOH y WYSOCKI, 2001; DOUKAS, KIM y PANTZALIS, 2001). Estos resultados podrían ser debidos a la correlación positiva entre el ratio *book-to-market* y el ratio *earning-to-price*. De hecho, MIAN y TEO (2001) no detectan relación significativa entre el ratio *book-to-market* y los errores de predicción deflactados por el beneficio.

errores de predicción deflactados por el precio en diciembre de cada año del período muestral. Se observa que los errores de predicción en valor absoluto presentan una correlación significativamente positiva con el ratio *earning-to-price* real o esperado. Sin embargo, esta correlación no es significativa cuando los errores se deflactan por el valor absoluto de la predicción (véase apéndice 1).

Estos resultados son similares a los obtenidos por Hansen y Sarin (1998) y confirman el argumento de Mian y Teo (2001). De esta forma, si se emplea el precio como deflactor pueden surgir diferencias en los errores de predicción de emisoras y no emisoras debidas a diferentes ratios *earning-to-price*.

En este contexto, en primer lugar calculamos los errores de predicción deflactados por el precio, pero, para evitar los problemas comentados que podrían surgir en la comparación en sección cruzada de los errores de predicción si las empresas tienen diferente ratio *earning-to-price*, comparamos los errores de predicción deflactados por el precio de las empresas emisoras con los errores para «no emisoras»³² con similar ratio. Concretamente, para cada empresa emisora, las compañías no emisoras se agrupan en cuartiles en función de la predicción del ratio *earning-to-price* y se compara el error de predicción de cada empresa emisora con el error para su cuartil de no emisoras. En segundo lugar, se han calculado los errores de predicción utilizando el valor absoluto de la predicción como deflactor, como Mian y Teo (2001) defienden. En este caso, el grupo de control de cada empresa emisora es su grupo correspondiente de empresas no emisoras.

Para contrastar si el error de predicción medio para las empresas que amplían capital es igual al error medio para las que no lo hacen, se ha empleado la técnica *bootstrap* por considerar restrictivo suponer una determinada distribución de los errores de predicción³³. Con la técnica *bootstrap* generamos la distribución empírica de los errores para empresas que no han ampliado capital y empleamos esta distribución para evaluar la significación estadística del error de predicción medio de las compañías emisoras. En concreto, para cada empresa emisora, seleccionamos con reemplazamiento una compañía de su grupo de control. Repitiendo este procedimiento para todas las empresas emisoras obtenemos una pseudomuestra con empresas seleccionadas aleatoriamente que no han ampliado capital. Entonces, calculamos el error de predicción medio para esta pseudomuestra. Este proceso se repite 10.000 veces para obtener la distribución del error de predicción medio de las compañías no emisoras. Esta distribución se utiliza para fijar los percentiles para contrastar la igualdad entre el error de predicción de las empresas emisoras y no emisoras.

El panel A del cuadro 1 muestra los resultados para las predicciones a corto plazo. Concretamente, se analizan las predicciones a un año realizadas por los analistas el año anterior a la ampliación, el año de la emisión y en cada uno de los tres años siguientes. Se puede observar como los errores de predicción son negativos en todas las fechas seleccionadas. Dado que el error se ha calculado como el beneficio menos la predicción, esto significa que las predicciones a un año para las empresas emisoras son en media optimistas. Además, esta diferencia entre el beneficio y la predicción se incrementa los años siguientes a la ampliación. Evidencia similar obtienen Hansen y Sarin (1998) y Marciukaitė y Szewczyk (2001), y es consistente con el argumento de que en los años siguientes a la ampliación las buenas expectativas sobre los beneficios de las empresas emisoras no se están confirmando.

³² Para cada empresa emisora su grupo de empresas «no emisoras» está formado por aquellas compañías similares en tamaño que no han ampliado capital ni tienen hechos relevantes en los tres años previos ni en los tres siguientes.

³³ Con el test de Jarque-Bera se rechaza la normalidad de la distribución de los errores de predicción para todos los horizontes temporales analizados.

Cuadro 1

ERRORES DE PREDICCIÓN DE LOS ANALISTAS EN TORNO A LA AMPLIACIÓN

En este cuadro se recogen los errores cometidos por los analistas en sus predicciones a uno, dos y tres años, sobre los beneficios futuros de las compañías emisoras así como los errores para sus grupos de control. El error de predicción se calcula como el beneficio real por acción menos la predicción media de los analistas sobre ese beneficio y se deflacta por el precio del mes en el que se realiza la predicción. Alternativamente el error se ha deflactado por el valor absoluto de la predicción. Las fechas de análisis han sido, el año previo al anuncio de ampliación, el mes previo y el siguiente, y los tres años posteriores a la emisión. Los datos de predicciones de analistas no están disponibles para todas las empresas en todas las fechas analizadas, así el análisis se ha llevado a cabo en cada fecha para las compañías con información disponible. Para contrastar la igualdad de los errores de predicción entre emisoras y no emisoras se utiliza un contraste basado en la técnica bootstrap. Los p-valores del contraste se muestran entre paréntesis.

Fecha predicción	Error deflactado por el precio (porcentaje)						Error deflactado por la predicción (porcentaje)					
	año -1	mes pre.	mes post.	año +1	año +2	año +3	año -1	mes pre.	mes post.	año +1	año +2	año +3
Panel A. Predicciones a un año												
Emisoras.....	-2,33	-1,67	-2,39	-4,92	-4,62	-11,9	-11,12	-15,66	-33,99	-82,70	-76,48	-119,6
No emisoras.....	-0,69	0,16	0,12	-0,47	-1,05	-0,87	-3,17	2,55	-0,21	-1,92	-4,49	-0,82
p-valor bootstrap	(0,17)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,19)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
N.....	33	34	34	33	37	36	33	34	34	33	37	36
Panel B. Predicciones a dos años												
Emisoras.....	-4,22	-4,18	-5,42	-3,72			-26,71	-53,63	-58,89	-58,09		
No emisoras.....	-0,81	-0,52	0,05	-0,67			-4,30	0,31	5,09	4,39		
p-valor bootstrap	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)			(0,05)	(0,00)	(0,00)	(0,00)		
N.....	31	33	33	35			31	33	33	35		
Panel C. Predicciones a tres años												
Emisoras.....	-5,46	-7,46	-6,34	-5,55			-30,87	-73,59	-77,09	-81,25		
No emisoras.....	-0,94	-0,44	-1,20	-1,30			-7,89	-4,21	-12,23	-8,58		
p-valor bootstrap	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)			(0,02)	(0,00)	(0,00)	(0,01)		
N.....	25	34	34	30			25	34	34	30		

Si comparamos los errores de predicción para las compañías que amplían capital con los de sus correspondientes empresas de control, observamos que en el año anterior a la ampliación el error medio cometido por los analistas en sus pronósticos para las compañías emisoras no es significativamente distinto del error de predicción para las empresas que no han adoptado esta decisión. Sin embargo, tanto en el año de la emisión como en cada uno de los tres años siguientes los errores en los pronósticos de analistas son más negativos para las empresas emisoras, además la diferencia con sus grupos de control es altamente significativa, los p-valores estadísticos son prácticamente nulos. Los resultados son similares con los dos deflactores alternativos empleados.

Los resultados en el panel A del cuadro 1 son consistentes con los obtenidos por Ali (1996) y Teoh y Wong (2002), y reflejan que los analistas son inusualmente optimistas en sus expectativas sobre los beneficios de las empresas que deciden ampliar capital. Además, este excesivo optimismo no desaparece inmediatamente, continúa los años siguientes a la emisión.

Varios autores sugieren que analizar las predicciones a largo plazo podría ser más apropiado para contrastar la hipótesis de expectativas excesivamente optimistas (Hansen y Sarin, 1998; Dechow, Hutton y Sloan, 2000). En concreto, estos autores emplean las predicciones a cinco años sobre el crecimiento

de los beneficios disponible en la base de datos IBES. Sin embargo, para nuestra muestra de empresas emisoras hay muy pocas predicciones disponibles sobre el crecimiento a cinco años de los beneficios. Esto unido a que la evidencia en nuestro mercado es que las empresas que amplían capital evolucionan mal en el período de tres años posteriores a la emisión, nos lleva a emplear como predicciones a largo plazo los pronósticos de analistas a dos y tres años. Concretamente, examinamos las predicciones a dos y tres años realizadas por los analistas en año previo a la ampliación, el año de la emisión y el siguiente.

En los paneles B y C del cuadro 1 se observa como las predicciones a largo plazo sobre los beneficios de las empresas emisoras presentan, al igual que las predicciones a corto plazo, un sesgo optimista. Es decir, las predicciones a dos y tres años son en media mayores a los beneficios reales en todas las fechas seleccionadas. Si comparamos los errores para las compañías emisoras con sus grupos de control de no emisoras, observamos que para todas las fechas analizadas, los errores cometidos por los analistas en las predicciones tanto a dos como a tres años para las compañías que amplían capital son significativamente más negativos que los errores que se comenten para las empresas que no han adoptado esta decisión. Además, los resultados son análogos con los dos deflactores alternativos utilizados.

De esta forma, todos los análisis ilustrados en el cuadro 1 parecen apuntar que los analistas son demasiado optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas que amplían capital. Además, comprobamos como estos resultados se mantienen con independencia del deflactor utilizado y del horizonte temporal de la predicción.

Llegado este punto, una cuestión importante es que el sesgo optimista en los errores de predicción parece ser mayor cuando el beneficio real es negativo (Clayman y Schwartz, 1994; Dowen, 1996; Bulter y Saraoglu, 1999; y Mian y Teo, 2001). Esto es así porque los analistas son reacios a realizar predicciones negativas. Sus predicciones suelen ser positivas aun cuando el beneficio real es negativo³⁴. Analizando los errores de predicción de toda la base IBES en el período muestral, efectivamente observamos que las empresas con beneficio real negativo están sujetas a un sesgo optimista significativamente mayor (errores de predicción más negativos), tanto si los errores son deflactados por el precio como por la predicción. Con el objeto de comprobar hasta que punto los resultados del cuadro 1 están afectados por el mayor sesgo optimista de las compañías con beneficio negativo, repetimos el análisis exclusivamente para las empresas con beneficio positivo³⁵.

En el cuadro 2 se comprueba como la muestra de empresas emisoras con beneficio positivo presenta en general un sesgo optimista menor al que se observaba en el cuadro 1 para la muestra total. Esto es consistente con el argumento de que el sesgo optimista en las predicciones de los analistas es más pronunciado para el caso de las empresas con beneficio negativo.

En el panel A del cuadro 2 se recogen los resultados para las predicciones a un año. Cuando comparamos los errores de predicción de las compañías emisoras con beneficio positivo con los errores para sus grupos de control, observamos que en el año anterior a la ampliación la diferencia entre ambos grupos no es significativa. Con relación a las predicciones realizadas el año de la ampliación y el siguiente el sesgo optimista de las empresas que amplían capital es significativamente mayor al de las no emisoras, siendo los p-valores estadísticos cercanos cero con cualquiera de los dos deflactores utilizados. No obs-

³⁴ Incluso si las predicciones son negativas son demasiado optimistas.

³⁵ No repetimos el análisis exclusivamente para las empresas con beneficio negativo debido al reducido tamaño muestral. El número de empresas con pérdidas oscila entre tres y ocho dependiendo de la fecha y el horizonte de predicción.

tante, para el segundo y tercer año posteriores a la ampliación los errores de predicción para las compañías emisoras con beneficio positivo no son significativamente distintos a los de las no emisoras. De esta forma, el mayor sesgo optimista detectado los años siguientes a la ampliación para la muestra total, en el cuadro 1, parece deberse a la proporción de compañías con pérdidas con posterioridad a la ampliación.

Cuadro 2

ERRORES DE PREDICCIÓN DE ANALISTAS PARA LAS COMPAÑÍAS CON BENEFICIO POSITIVO

En este cuadro se recogen los errores cometidos por los analistas en sus predicciones a uno, dos y tres años, para las compañías emisoras con beneficio positivo, así como los errores para sus grupos de control. El error de predicción se calcula como el beneficio real por acción menos la predicción media de los analistas sobre ese beneficio y se deflacta por el precio del mes en el que se realiza la predicción. Alternativamente el error se ha deflactado por el valor absoluto de la predicción. Las fechas de análisis han sido, el año previo al anuncio de ampliación, el mes previo y el siguiente, y los tres años posteriores a la emisión. Los datos de predicciones de analistas no están disponibles para todas las empresas en todas las fechas analizadas, así el análisis se ha llevado a cabo en cada fecha para las compañías con información disponible. Para contrastar la igualdad de los errores de predicción entre emisoras y no emisoras se utiliza un contraste basado en la técnica bootstrap. Los p-valores del contraste se muestran entre paréntesis.

Fecha predicción	Error deflactado por el precio (porcentaje)						Error deflactado por la predicción (porcentaje)					
	año -1	mes pre.	mes post.	año +1	año +2	año +3	año -1	mes pre.	mes post.	año +1	año +2	año +3
<i>Panel A. Predicciones a un año</i>												
Emisoras.....	-1,08	-1,29	-1,39	-1,57	-0,63	-0,19	-12,59	-10,35	-13,58	-31,84	-4,29	0,19
No emisoras.....	-0,33	0,01	-0,12	0,11	-0,26	-0,59	-3,66	1,71	-0,40	-0,42	-2,57	3,89
p-valor bootstrap	(0,13)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,18)	(0,82)	(0,19)	(0,04)	(0,01)	(0,00)	(0,75)	(0,79)
N.....	30	29	29	28	30	28	30	29	29	28	30	28
<i>Panel B. Predicciones a dos años</i>												
Emisoras.....	-2,11	-2,79	-1,64	-1,23			-19,53	-23,06	-19,47	-17,33		
No emisoras.....	-0,57	-0,30	0,53	0,14			-3,32	0,90	4,89	-7,28		
p-valor bootstrap	(0,14)	(0,01)	(0,01)	(0,01)			(0,17)	(0,03)	(0,03)	(0,08)		
N.....	24	25	25	28			24	25	25	28		
<i>Panel C. Predicciones a tres años</i>												
Emisoras.....	-1,01	-1,94	-1,88	-1,43			-17,21	-21,02	-18,30	-15,40		
No emisoras.....	-0,70	-0,10	-0,49	0,41			-12,84	-1,56	-6,92	-4,86		
p-valor bootstrap	(0,72)	(0,02)	(0,03)	(0,01)			(0,63)	(0,10)	(0,18)	(0,13)		
N.....	17	28	28	24			17	28	28	24		

En el panel B del cuadro 2 se comparan los errores de predicción a dos años para las empresas emisoras con beneficio positivo con los errores para su grupos de control. De la misma manera que cuando se analizaba la muestra total, para las predicciones realizadas el año anterior a la ampliación las diferencias no son significativas. Sin embargo, y también análogamente a cuando se analizaba la muestra total en el cuadro 1, las predicciones a dos años realizadas el año de la ampliación y el siguiente presentan un sesgo optimista significativamente mayor para las compañías emisoras.

Finalmente, en el panel C del cuadro 2 se ilustran los resultados para las predicciones a tres años de las compañías con beneficio positivo. Una vez más en el año previo a la oferta la diferencia de los errores de predicción para emisoras y no emisoras no es significativa. Con relación a las predicciones realizadas el año de la ampliación y el siguiente, de nuevo el sesgo optimista es mayor para las empresas emi-

soras. No obstante, la diferencia no es significativa cuando se utiliza el valor absoluto de la predicción como deflactor.

De los análisis realizados en el cuadro 2 se desprende que las empresas con beneficio negativo están sujetas a un mayor sesgo optimista en sus predicciones. Sin embargo, incluso teniendo en cuenta este hecho, parece que las predicciones de los analistas para las empresas emisoras son en general más optimistas que para las compañías que no adoptan esta decisión. No obstante, para comprobar la validez de los resultados que se desprenden de este análisis univariante planteamos en el siguiente apartado un análisis multivariante de regresión con datos de panel.

3.2. ANÁLISIS MULTIVARIANTE

Para aislar mejor el efecto de la ampliación de capital en los errores de predicción de los analistas, en esta sección se lleva a cabo un análisis multivariante de regresión con datos de panel de empresas emisoras y no emisoras. En concreto, en primer lugar, se estima la siguiente regresión de panel con un modelo de efectos fijos,

$$FE_{i,t} = \eta_i + \beta_{0E} Y0_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{1E} Y1_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{2E} Y2_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{3E} Y3_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{0NE} Y0_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{1NE} Y1_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{2NE} Y2_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{3NE} Y3_{i,t} \times NE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

siendo $FE_{i,t}$ el error de predicción a un año para la compañía i en el año t , donde t va desde el año previo a la oferta al tercer año siguiente a la misma. Dado que en este análisis se comparan los errores de predicción no sólo entre emisoras y no emisoras sino también a lo largo del tiempo, no consideramos apropiado utilizar como deflactor el precio, ya que sus fluctuaciones a lo largo del tiempo podrían distorsionar los resultados. Así, los errores de predicción se calculan deflactados por el valor absoluto de la predicción.

Con la ecuación (1) no se intenta explicar que variables determinan el error de predicción de los analistas. Nuestro interés es el efecto concreto de la ampliación de capital en los errores de predicción, por ello empleamos un modelo con efectos fijos. Así, la introducción de los efectos individuales, η_i , en la regresión nos permite controlar por las características individuales de las compañías que pudieran afectar a los errores de predicción.

En la regresión se han introducido variables *dummy* temporales con el objeto de analizar la evolución de los errores en torno a la ampliación de capital. Concretamente, $Y0_{i,t}$ toma el valor 1 para el año de la ampliación y $Y1_{i,t}$, $Y2_{i,t}$, $Y3_{i,t}$ toman el valor 1 para el año 1, 2 y 3 después de la emisión, respectivamente. Además, para comparar los errores entre emisoras y no emisoras definimos las variables *dummy* $E_{i,t}$ y $NE_{i,t}$ que toman el valor 1 para emisoras y no emisoras, respectivamente.

En el cuadro 3 se recogen los resultados de estimar la ecuación (1). Se puede observar cómo los coeficientes β_{0E} , β_{1E} , β_{2E} y β_{3E} son negativos, siendo los tres últimos estadísticamente significativos. Estos coeficientes miden la variación en los errores de predicción de las empresas emisoras para los años 0, 1, 2 y 3 con respecto al año -1 . De esta forma, los resultados nos están indicando que los errores de predicción para las compañías que amplían capital son significativamente más negativos los tres años siguientes a la adopción de esta decisión. Esto es consistente con la idea de que en los años siguientes a la ampliación las expectativas excesivamente buenas sobre los beneficios de las empresas emisoras no se confirman.

Si nos fijamos en la evolución de los errores de predicción para las compañías que no han adoptado la decisión de ampliar capital ésta no presenta ningún patrón. En concreto, ninguno de los coeficientes para las empresas no emisoras, β_{0NE} , β_{1NE} , β_{2NE} y β_{3NE} , es significativo.

Adicionalmente, contrastamos la igualdad de los coeficientes de las dummies temporales entre empresas emisoras y no emisoras. Se rechaza la igualdad de estos coeficientes para los tres años siguientes a la ampliación. En esos años los errores de predicción cometidos por los analistas para las empresas que amplían capital son significativamente más negativos. Así, los resultados de la ecuación (1) confirman lo que ya se desprendía del análisis univariante, un sesgo excesivamente optimista de los analistas en sus predicciones sobre los beneficios futuros de las compañías que llevan a cabo una ampliación de capital.

No obstante, la introducción de los efectos fijos no controla por las diferencias detectadas en los errores de predicción de los analistas para las empresas con pérdidas. Como se comentó en la sección previa el sesgo optimista parece ser mayor para las compañías con beneficio negativo. En este sentido, los errores de predicción más negativos para los años siguientes a la oferta podrían ser en parte debidos a empresas con pérdidas con posterioridad a la emisión.

Cuadro 3

ANÁLISIS MULTIVARIANTE DE REGRESIÓN CON DATOS DE PANEL

En este cuadro se muestran los resultados de la regresión con datos de panel para empresas emisoras y no emisoras. La variable dependiente, $FE_{i,t}$, es el error de predicción a un año para la compañía i en el año t , donde t va desde el año previo a la oferta al tercer año siguiente a la misma. Se introducen los efectos individuales, η_i , en la regresión para controlar por las características individuales de las compañías que pudieran afectar a los errores de predicción. También se han introducido variables dummy temporales con el objeto de analizar la evolución de los errores en torno a la ampliación de capital. Concretamente, $Y0_{i,t}$, $Y1_{i,t}$, $Y2_{i,t}$, y $Y3_{i,t}$ toman el valor 1 para el año 0, 1, 2 y 3 después de la emisión, respectivamente. Además, para comparar los errores entre emisoras y no emisoras definimos las variables dummy $E_{i,t}$ y $NE_{i,t}$ que toman el valor 1 para emisoras y no emisoras, respectivamente. Para controlar por el mayor sesgo optimista de las empresas con pérdidas, regresamos una segunda ecuación donde se incluye la variable dummy $LOSS_{i,t}$ que toma el valor 1 si el beneficio real de la compañía i en el año t es negativa. La estimación de ambas ecuaciones se realiza empleando el ajuste por heterocedasticidad de White.

Coeficiente	Variable	Ecuación (1)			Ecuación (2)		
		$\hat{\beta}$	Estadístico t	p-valor	$\hat{\beta}$	Estadístico t	p-valor
β_{0E}	$Y0_{i,t} \times E_{i,t}$	-0,31	-0,74	(0,46)	0,03	0,10	(0,92)
β_{1E}	$Y1_{i,t} \times E_{i,t}$	-0,93	-2,20	(0,03)	-0,59	-1,68	(0,09)
β_{2E}	$Y2_{i,t} \times E_{i,t}$	-1,03	-2,47	(0,01)	-0,59	-1,99	(0,05)
β_{3E}	$Y3_{i,t} \times E_{i,t}$	-2,44	-5,80	(0,00)	-1,75	-3,52	(0,00)
β_{0NE}	$Y0_{i,t} \times NE_{i,t}$	0,14	0,35	(0,72)	0,09	0,35	(0,72)
β_{1NE}	$Y1_{i,t} \times NE_{i,t}$	0,45	1,07	(0,29)	0,18	0,94	(0,35)
β_{2NE}	$Y2_{i,t} \times NE_{i,t}$	0,40	0,94	(0,35)	0,18	0,94	(0,35)
β_{3NE}	$Y3_{i,t} \times NE_{i,t}$	0,31	0,70	(0,48)	0,10	0,53	(0,59)
β_{4E}	$LOSS_{i,t} \times E_{i,t}$				-2,98	-3,14	(0,00)
β_{4NE}	$LOSS_{i,t} \times NE_{i,t}$				-1,87	-3,30	(0,00)
Contraste de Wald de igualdad de coeficientes							
Hipótesis Nula		Estad. F	Prob.		Estad. F	Prob.	
$\beta_{0E} = \beta_{0NE}$		0,60	(0,44)		0,02	(0,88)	
$\beta_{1E} = \beta_{1NE}$		5,35	(0,02)		3,72	(0,05)	
$\beta_{2E} = \beta_{2NE}$		5,77	(0,02)		4,75	(0,03)	
$\beta_{3E} = \beta_{3NE}$		20,1	(0,00)		12,16	(0,00)	
$\beta_{4E} = \beta_{4NE}$					1,01	(0,32)	

Para controlar este efecto, añadimos la variable dummy $LOSS_{i,t}$ en la regresión. Esta variable toma el valor 1 si el beneficio real de la compañía i en el año t es negativo.

$$FE_{i,t} = \eta_i + \beta_{0E} Y0_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{1E} Y1_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{2E} Y2_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{3E} Y3_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{4E} LOSS_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{0NE} Y0_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{1NE} Y1_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{2NE} Y2_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{3NE} Y3_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{4NE} LOSS_{i,t} \times NE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Los resultados de la regresión (2) se recogen también en el cuadro 3 y muestran que los coeficientes estimados de la variable $LOSS_{i,t}$ tanto para empresas emisoras, β_{4E} , como para las no emisoras, β_{4NE} , son negativos y altamente significativos. Así, los errores de predicción son más negativos para las empresas con pérdidas tanto si amplían capital como si no. Este resultado confirma que el sesgo optimista en los errores de predicción es mayor cuando el beneficio real es negativo.

Los coeficientes β_{1E} , β_{2E} y β_{3E} en la ecuación (2) siguen siendo significativamente negativos, indicando que incluso después de controlar por el mayor sesgo optimista de las empresas con pérdidas los errores de predicción para las compañías que amplían capital son más negativos los tres años siguientes a la adopción de esta decisión. Con respecto a la evolución de los errores para las compañías que no han adoptado la decisión de ampliar capital ésta sigue sin presentar ningún patrón, no siendo significativos ninguno de los coeficientes para las empresas no emisoras.

También realizamos para la ecuación (2) el contraste de igualdad de los coeficientes de las dummies temporales entre empresas emisoras y no emisoras. Se vuelve a rechazar la igualdad de los coeficientes para los tres años siguientes a la ampliación. En esos años los errores de predicción cometidos por los analistas para las empresas emisoras son significativamente más negativos. Así, podemos concluir que el exceso de optimismo en las predicciones sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras no se debe exclusivamente a las empresas con beneficio negativo.

3.3. RENTABILIDADES ANORMALES POST-OFERTA Y ERRORES DE PREDICCIÓN

Los resultados en la sección previa parecen confirmar que los analistas son demasiado optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras. A continuación analizamos si existe relación entre este exceso de optimismo y las rentabilidades anormales negativas detectadas los años siguientes a la ampliación. Para ello realizamos la siguiente regresión:

$$ACoR_{i[1:\tau]} = \alpha + \beta FE_{i,\tau} + \varepsilon_i \quad (3)$$

donde $ACoR_{i[1:\tau]}$ es la rentabilidad anormal compuesta de la empresa i para un período de análisis de τ meses³⁶ y $FE_{i,\tau}$ es el error, para la compañía i , cometido por los analistas para una ventana de predicción de τ meses. Consideramos como períodos de análisis de las rentabilidades, el período de un año, dos años y tres años siguientes a la ampliación. Análogamente, se examinan las predicciones de analistas para un horizonte de predicción de uno, dos y tres años.

En el cuadro 4 se recogen los resultados de las regresiones. La rentabilidad anormal compuesta en el período de análisis se ha calculado como la rentabilidad compuesta de la empresa emisora

³⁶ El procedimiento de cálculo de las rentabilidades anormales se detalla en el capítulo 1.

menos la rentabilidad de una cartera de control por tamaño³⁷. El panel A ilustra los resultados cuando el período de análisis para el cálculo de las rentabilidades anormales, τ , es el año siguiente a la ampliación. En este caso para calcular los errores de predicción consideramos las predicciones a un año sobre los beneficios de las empresas emisoras realizadas por los analistas el año de la ampliación y el siguiente.

Cuadro 4

RELACIÓN ENTRE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN Y LAS RENTABILIDADES ANORMALES POST-OFERTA

En este cuadro se muestran los resultados de los análisis de regresión para examinar la relación entre el optimismo en las predicciones y las rentabilidades anormales post-oferta. La variable dependiente en las regresiones es la rentabilidad anormal compuesta en el período de análisis de τ meses, $ACoR_{i,\tau}$, calculada como la rentabilidad compuesta de la empresa emisora menos la rentabilidad de una cartera de control por tamaño. Los períodos de análisis considerados son el año, dos años y tres años siguientes a la ampliación. La variable explicativa en la regresión es el error para la compañía i , cometido por los analistas para una ventana de predicción de τ meses, $FE_{i,\tau}$. Los errores han sido calculados utilizando como deflactor el precio y, alternativamente, el valor absoluto de la predicción; y para un horizonte de predicción de uno, dos y tres años. Además, se calcula el coeficiente de correlación de Spearman entre las rentabilidades anormales y los errores de predicción. *, ** y *** denotan una significación estadística del 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

Fecha predicción	Errores deflactados por el precio			Errores deflactados por la predicción		
	mes pre.	mes post.	año + 1	mes pre.	mes post.	año + 1
<i>Panel A. Predicciones a un año</i>						
N	34	34	33	34	34	33
β	0,38	0,39	0,42	0,45	0,38	0,36
Estad. t	2,31**	2,36**	2,55**	2,85***	2,22**	2,08**
Spearman corr.	0,41**	0,42**	0,45***	0,35**	0,38**	0,38**
<i>Panel B. Predicciones a dos años</i>						
N	33	33	35	33	33	35
β	0,36	0,34	0,50	0,32	0,34	0,46
Estad. t	2,18**	2,06**	3,29***	1,87*	2,07**	2,91***
Spearman corr.	0,45***	0,38**	0,49***	0,55***	0,45***	0,53***
<i>Panel C. Predicciones a tres años</i>						
N	34	34	30	34	34	30
β	0,33	0,41	0,44	0,35	0,35	0,37
Estad. t	2,02***	2,61***	2,69***	2,12**	2,09**	2,17**
Spearman corr.	0,47***	0,47***	0,54***	0,54***	0,56***	0,60***

Se puede observar cómo el coeficiente β en la regresión toma un valor en torno a 0,40 y es significativamente positivo para todas las fechas analizadas, tanto si los errores se calculan deflactados por el precio como por el valor absoluto de la predicción. Además, se calcula el coeficiente de correlación de Spearman entre las rentabilidades anormales y los errores de predicción, siendo el signo de este coeficiente significativamente positivo. Así, de estos resultados se desprende que cuanto mayor es el sesgo optimista (errores de predicción más negativos) menores son las rentabilidades anormales a largo plazo.

El panel B del cuadro 4 muestra los resultados cuando τ es el período de dos años siguientes a la ampliación. En este caso, consideramos las predicciones a dos años realizadas por los analistas el año

³⁷ Se obtienen resultados similares cuando como referencia se emplean carteras en función al ratio BTM o en base al tamaño y ratio BTM conjuntamente (véase apéndices 3 y 4).

de la emisión y el siguiente. Por último, en el panel C se recogen los resultados cuando el período de análisis son los tres años siguientes a la ampliación y empleamos las predicciones a tres años realizadas por los analistas el año de la oferta y el siguiente. En ambos paneles, el coeficiente β en la regresión así como el coeficiente de correlación de Spearman entre las rentabilidades anormales y los errores de predicción presentan un signo significativamente positivo, tanto si los errores se deflactan por el precio como por la predicción.

Con todo ello, los resultados de esta sección son consistentes con el argumento del excesivo optimismo sobre los beneficios futuros de las empresas que amplían capital como explicación a la rentabilidades anormales experimentadas con posterioridad. Es decir, parece existir una relación significativa entre las rentabilidades anormales negativas los años siguientes a la emisión y el hecho de que los beneficios post-oferta son menores a lo esperado.

4. REACCIÓN DEL MERCADO A LOS ANUNCIOS DE BENEFICIOS POSTERIORES A LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL

Un contraste alternativo de la hipótesis del excesivo optimismo consiste en el estudio de la reacción de los inversores ante los anuncios de beneficios siguientes a la emisión. Si los inversores tienen expectativas demasiado optimistas acerca de los beneficios futuros serán sorprendidos negativamente en el momento en el que se anuncien los beneficios reales en el período post-oferta, ya que éstos serán menores de lo que esperaban. Analizamos en esta sección la reacción del mercado a los cuatro anuncios de beneficios anuales siguientes a la decisión de ampliar capital, empleando para ello la metodología tradicional de los estudios de sucesos.

El efecto de cada uno de los cuatro anuncios de beneficio en el precio de las acciones se evalúa analizando las rentabilidades anormales diarias en torno al día de su publicación. En concreto, examinamos las rentabilidades anormales en los días de la ventana $(-5, +5)$, donde el día 0 es el anuncio de beneficio anual k siguiente a la oferta, $k = 1, \dots, 4$. Las rentabilidades anormales se calculan empleando como modelo de generación de la rentabilidad el modelo de mercado que viene expresado mediante la siguiente ecuación,

$$R_{i,t} = a_i + b_i R_{M,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

donde $R_{i,t}$ y $R_{M,t}$ son la rentabilidad de la empresa i y la rentabilidad de la cartera de mercado en el día t , respectivamente.

La rentabilidad anormal de la compañía i en el día t , $AR_{i,t}$, se estima como los errores de predicción del modelo. Así,

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{a}_i + \hat{b}_i R_{M,t}) \quad (5)$$

donde \hat{a}_i y \hat{b}_i son los coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios del modelo. Dicha estimación se efectúa en un período previo al evento, en concreto, desde el día -150 hasta el día -6 , donde el día 0 es el anuncio de beneficio anual k siguiente a la ampliación.

Este modelo es el habitualmente utilizado en los estudios de sucesos. Con la estimación de dicho modelo en un período previo se obtiene cuál ha sido el comportamiento específico de la rentabilidad de la empresa antes de la noticia y con la estimación de las rentabilidades anormales como los errores de predicción en los días en torno al evento se puede conocer el impacto específico del mismo en el precio del título.

Si la publicación del beneficio anual transmite nueva información a los inversores, estas rentabilidades anormales serán significativamente distintas de cero. Para contrastar esto se utiliza en primer lugar el test paramétrico de Boehmer *et al.* (1991). Este contraste presenta como ventaja principal, con respecto a otros contrastes paramétricos, que tiene en cuenta no sólo el cambio de varianza de las rentabilidades inducido por el evento sino también la heterocedasticidad de corte transversal de los errores de predicción. El estadístico de este contraste tiene la siguiente expresión:

$$\text{Est. Boehmer} = \frac{\overline{\text{SAR}}_t}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\text{SAR}_{i,t} - \overline{\text{SAR}}_t)^2}} \quad (6)$$

donde N es el número de anuncios incluidos en la muestra, $\overline{\text{SAR}}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{SAR}_{i,t}$,

$$\text{SAR}_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{S_{i,t}} \text{ y } S_{i,t} = S_i \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{M,t} - \bar{R}_M)^2}{\sum_{t=1}^T (R_{M,t} - \bar{R}_M)^2} \right]^{1/2}, \text{ siendo } S_i \text{ la desviación típica de los residuos de}$$

la desviación típica de los residuos de la regresión estimada para el título i en el período $(-150, -6)$, \bar{R}_M es la rentabilidad promedio de la cartera de mercado para dicho período de estimación y T es el número de datos del período de estimación, en nuestro caso 145.

El análisis de las rentabilidades anormales en torno a los anuncios de beneficios se ha completado con el contraste no paramétrico propuesto por Corrado (1989), para cubrir el posible sesgo de suponer una determinada distribución de probabilidad de las rentabilidades anormales. El estadístico planteado por Corrado es,

$$\text{Est. Corrado} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{i,t} - \frac{1}{2} (\pi + 1) \right]}{S(K)} \quad (7)$$

donde $K_{i,t}$ es el rango asignado a la rentabilidad anormal $AR_{i,t}$ en la serie temporal de las rentabilidades anormales estimadas para el título i , π es el número de días que componen el período de estimación y de

$$\text{evento y } S(K) = \sqrt{\frac{1}{\pi} \sum_{t=1}^{\pi} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{i,t} - \frac{1}{2} (\pi + 1) \right] \right]^2}$$

Adicionalmente, la respuesta del mercado a los anuncios de beneficio post-oferta puede medirse también examinando las rentabilidades anormales acumuladas en diferentes intervalos en torno al evento. En concreto, la rentabilidad anormal acumulada en la ventana (t_1, t_2) se calcula como:

$$CAR_{i, [t_1; t_2]} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{i,t} \quad (8)$$

Para contrastar la significatividad estadística de las rentabilidades anormales acumuladas se emplea también el contraste de Boehmer et al. (1991) y el test no paramétrico de Corrado (1989).

El cuadro 5 recoge los resultados de la reacción del mercado a los cuatro anuncios anuales de beneficios posteriores a la ampliación de capital. Cuando examinamos el efecto del primer anuncio siguiente a la emisión, observamos que la rentabilidad anormal media es negativa desde el día -1 hasta el día $+3$, siendo estadísticamente significativa en el día del anuncio tanto con el test de Boehmer et al. como con el de Corrado. Se han examinado también las rentabilidades anormales acumuladas en tres ventanas en torno al anuncio de beneficio. Podemos comprobar como estas rentabilidades acumuladas son significativamente negativas con ambos contrastes y para las tres ventanas analizadas.

Los resultados para el segundo, tercer y cuarto anuncio anual de beneficios siguiente a la ampliación de capital también muestran una reacción negativa. De la misma manera que para el primer anuncio, se detectan rentabilidades anormales negativas los días alrededor de la fecha de publicación del segundo, tercer y cuarto anuncio de beneficio. Concretamente, para el segundo y cuarto anuncio siguiente a la ampliación de capital las rentabilidades anormales negativas son estadísticamente significativas para el día de publicación del beneficio. Sin embargo, para el tercer anuncio de beneficio la reacción negativa del mercado es estadísticamente significativa el día previo a su publicación. Este resultado podría ser debido a que se filtre información antes del anuncio o a que la fecha del anuncio no es la apropiada.

Las rentabilidades anormales acumuladas alrededor del segundo, tercer y cuarto anuncio de beneficios siguientes a la ampliación son también negativas y estadísticamente significativas, confirmando que el mercado es negativamente sorprendido por los anuncios de beneficios siguientes a la emisión. Estos resultados son consistentes con la idea de que los inversores tienen expectativas demasiado optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas que amplían capital y reaccionan negativamente cuando los beneficios reales en el período post-oferta se hacen públicos.

5. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha estudiado si el origen de las rentabilidades anormales negativas experimentadas por las empresas los años siguientes a la decisión de ampliar capital es el excesivo optimismo de los inversores acerca de las expectativas futuras de estas compañías. Dado que estas expectativas no son observables, utilizamos como proxy de las mismas las predicciones de los analistas sobre los beneficios futuros. Así, examinamos los pronósticos de beneficios, tanto a corto como a largo plazo, realizados por los analistas en torno a la decisión de ampliar capital.

La evidencia obtenida en este capítulo muestra que las predicciones de beneficios para las empresas que amplían capital son inusualmente favorables con relación a los pronósticos para empresas

Cuadro 5

REFACCIÓN DEL MERCADO A LOS ANUNCIOS DE BENEFICIOS ANUALES POSTERIORES A LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL

En este cuadro se ilustran las rentabilidades anormales diarias y acumuladas en torno a los cuatro anuncios de beneficios posteriores a la ampliación de capital. Para contrastar la significatividad estadística de estas rentabilidades anormales se ha empleado el contraste paramétrico de Boehmer et al. (1991) y el test no paramétrico propuesto por Corrado (1989). *, ** y *** denotan una significación estadística del 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

Día	\bar{AR}_t (%)	1.º anuncio de beneficio post-oferta		2.º anuncio de beneficio post-oferta		3.º anuncio de beneficio post-oferta		4.º anuncio de beneficio post-oferta				
		Boehmer	Corrado	\bar{AR}_t (%)	Boehmer	Corrado	\bar{AR}_t (%)	Boehmer	Corrado	\bar{AR}_t (%)	Boehmer	Corrado
-5	0,44	0,95	1,03	0,31	0,39	-0,27	0,04	0,98	1,54	-0,26	-0,64	-0,18
-4	0,32	0,44	1,33	0,40	1,11	0,38	-0,02	-0,48	0,53	-0,09	-0,16	0,24
-3	-0,13	-0,80	-0,29	0,24	0,19	1,25	0,15	0,91	0,76	0,13	0,77	-0,06
-2	0,01	0,50	0,81	0,07	1,11	0,56	0,23	0,77	0,36	0,00	0,32	-0,02
-1	-0,23	-1,10	-1,02	-0,21	-0,23	0,49	-0,58	-2,31**	-1,35	-0,45	-1,47	-2,56***
0	-1,12	-2,30**	-2,48***	-0,75	-2,24**	-1,91	-0,60	-1,68	-1,51	-0,71	-3,18***	-2,62***
+1	-0,57	-1,80*	-1,53	-0,29	-0,89	-0,57	-0,38	-1,53	-1,92	-0,37	-0,94	-0,87
+2	-0,46	-1,10	-1,23	-0,02	-0,54	-0,48	-0,36	-0,93	-0,56	-0,14	-0,36	0,42
+3	-0,10	-0,30	-0,05	0,02	-0,23	0,36	-0,27	-1,24	-1,29	0,30	0,90	1,24
+4	0,20	0,75	1,45	0,31	0,84	0,67	0,14	0,41	0,89	0,21	1,21	0,88
+5	0,26	0,43	0,14	0,56	1,62	1,40	0,18	0,92	1,18	-0,01	-0,45	-0,39
(-1,1)	-1,92	-2,71**	-2,91***	-1,25	-1,92*	-1,15	-1,56	-3,25***	-2,76***	-1,54	-3,13***	-3,49***
(-1,0)	-1,69	-2,98***	-2,84***	-1,04	-2,76***	-1,75*	-0,98	-2,29***	-2,43***	-1,08	-2,75***	-2,47***
(0,1)	-1,35	-3,10***	-2,48**	-0,96	-1,49	-1,00	-1,18	-3,16***	-2,02***	-1,16	-3,34***	-3,67***

¿SON LOS INVERSORES DEMASIADO OPTIMISTAS...?

que no han adoptado esta decisión. Los resultados son análogos tanto para el análisis univariante como para el análisis multivariante de regresión con datos de panel, además estos resultados se mantienen una vez corregido el mayor sesgo optimista de las compañías con beneficio negativo y son robustos a la forma de estimar los errores de predicción. Adicionalmente, detectamos una relación significativa entre el optimismo en los errores de predicción y las rentabilidades anormales posteriores a la ampliación. En concreto, cuanto mayor es el sesgo optimista de los analistas peores son las rentabilidades post-oferta. Así, estos resultados sugieren que la posible explicación de la mala evolución en la rentabilidad los años siguientes a la decisión de ampliar capital es la corrección del excesivo optimismo sobre los beneficios futuros de estas compañías.

Finalmente, planteamos un contraste alternativo de esta hipótesis de optimismo consistente en examinar la reacción del mercado ante los cuatro anuncios anuales de beneficios siguientes a la decisión de ampliar capital. Observamos que el mercado es negativamente sorprendido ante estos anuncios en el período post-oferta³⁸. Este resultado refuerza nuestra conclusión de que los inversores son demasiado optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras, desengañándose en el período posterior a la ampliación cuando los beneficios son menores de lo que esperaban.

Con todo ello, nuestros resultados apuntan a que la mala evolución en la rentabilidad tras las ampliaciones de capital se debe, al menos en parte, a que el mercado sobreestima los futuros beneficios potenciales de estas compañías. La cuestión que cabría plantearse ahora es: Si los analistas y los inversores están sobreestimando los potenciales beneficios futuros de las empresas emisoras, ¿es esto parcialmente debido a que la empresa manipula la información que llega al mercado?

³⁸ En un reciente e interesante documento de trabajo, FARINÓS, GARCÍA e IBÁÑEZ (2004) analizan, para el mercado español, la reacción del mercado a los anuncios de beneficios cuatrimestrales siguientes a las emisiones, no observando una reacción significativa. Además, detectan rentabilidades anormales en el año siguiente a la decisión de ampliar capital, pero sólo para pequeñas y medianas empresas.

APÉNDICES

Apéndice I

CORRELACIÓN ENTRE ERRORES DE PREDICCIÓN Y EL RATIO EARNING-TO-PRICE

Se recogen en este cuadro los coeficientes de correlación de Spearman entre los errores de predicción en valor absoluto y el ratio earning-to-price real y esperado. Consideramos adecuada esta medida de la correlación debido a la no normalidad de la distribución de los errores de predicción. Para este análisis se ha calculado para cada empresa de la base IBES, los errores de predicción a uno, dos y tres años en diciembre de cada año del período muestral, tanto deflactados por el precio como por el valor absoluto de la predicción.*** denota una significación estadística del 1 por 100.

Panel A. Predicciones a un año

	1	2	3	4
1. Error deflactado por el precio.....	—	0,922***	0,224***	0,349***
2. Error deflactado por la predicción.....		—	0,023	-0,03
3. Ratio earning-to-price.....			—	0,713***
4. Predicción ratio earning-to-price				—

Panel B. Predicciones a dos años

	1	2	3	4
1. Error deflactado por el precio.....	—	0,906***	0,176***	0,266***
2. Error deflactado por la predicción.....		—	-0,048	-0,093
3. Ratio earning-to-price.....			—	0,445***
4. Predicción ratio earning-to-price				—

Panel C. Predicciones a tres años

	1	2	3	4
1. Error deflactado por el precio.....	—	0,918***	0,157***	0,254***
2. Error deflactado por la predicción.....		—	-0,067	-0,083
3. Ratio earning-to-price.....			—	0,405***
4. Predicción ratio earning-to-price				—

Apéndice 2

RELACIÓN ENTRE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN Y LAS RENTABILIDADES ANORMALES POR RATIO BTM

En este cuadro se muestran los resultados de los análisis de regresión para examinar la relación entre el optimismo en las predicciones y las rentabilidades anormales post-oferta. La variable dependiente en las regresiones es la rentabilidad anormal compuesta en el período de análisis de τ meses, $ACoR_{i(t,t+\tau)}$, calculada como la rentabilidad compuesta de la empresa emisora menos la rentabilidad de una cartera de control por ratio BTM. Los períodos de análisis considerados son el año, dos años y tres años siguientes a la ampliación. La variable explicativa en la regresión es el error para la compañía i , cometido por los analistas para una ventana de predicción de τ meses, $FE_{i,\tau}$. Los errores han sido calculados utilizando como deflactor el precio y, alternativamente, el valor absoluto de la predicción; y para un horizonte de predicción de uno, dos y tres años. Además, se calcula el coeficiente de correlación de Spearman entre las rentabilidades anormales y los errores de predicción. *, ** y *** denotan una significación estadística del 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

Fecha predicción	Errores deflactados por el precio			Errores deflactados por la predicción		
	mes pre.	mes post.	año + 1	mes pre.	mes post.	año + 1
<i>Panel A. Predicciones a un año</i>						
N	34	34	33	34	34	33
β	0,36	0,35	0,39	0,41	0,35	0,34
Estad. t	2,17**	2,10**	2,21**	2,25**	2,12**	2,06**
Spearman corr.	0,38**	0,37**	0,41**	0,33**	0,35**	0,34**
<i>Panel B. Predicciones a dos años</i>						
N	33	33	35	33	33	35
β	0,36	0,32	0,41	0,31	0,33	0,42
Estad. t	1,97**	2,02**	2,59**	1,69*	1,87*	2,72***
Spearman corr.	0,43***	0,38**	0,46***	0,41**	0,42**	0,45***
<i>Panel C. Predicciones a tres años.</i>						
N	34	34	30	34	34	30
β	0,31	0,38	0,42	0,29	0,31	0,38
Estad. t.	1,92*	2,31**	2,56**	1,67*	1,89*	2,37**
Spearman corr.	0,47***	0,41**	0,45***	0,44**	0,55***	0,57***

Apéndice 3

RELACIÓN ENTRE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN Y LAS RENTABILIDADES ANORMALES POR TAMAÑO Y RATIO BTM

En este cuadro se muestran los resultados de los análisis de regresión para examinar la relación entre el optimismo en las predicciones y las rentabilidades anormales post-oferta. La variable dependiente en las regresiones es la rentabilidad anormal compuesta en el período de análisis de τ meses, $ACoR_{i[1:\tau]}$, calculada como la rentabilidad compuesta de la empresa emisora menos la rentabilidad de una cartera de control por tamaño y ratio BTM conjuntamente. Los períodos de análisis considerados son el año, dos años y tres años siguientes a la ampliación. La variable explicativa en la regresión es el error para la compañía i , cometido por los analistas para una ventana de predicción de τ meses, $FE_{i,\tau}$. Los errores han sido calculados utilizando como deflactor el precio y, alternativamente, el valor absoluto de la predicción; y para un horizonte de predicción de uno, dos y tres años. Además, se calcula el coeficiente de correlación de Spearman entre las rentabilidades anormales y los errores de predicción. *, ** y *** denotan una significación estadística del 10, 5 y 1 por 100, respectivamente.

Fecha predicción	Errores deflactados por el precio			Errores deflactados por la predicción		
	mes pre.	mes post.	año + 1	mes pre.	mes post.	año + 1
Panel A. Predicciones a un año						
N	34	34	33	34	34	33
β	0,31	0,32	0,39	0,39	0,34	0,34
Estad. t	2,01**	2,02**	2,10**	2,20**	2,02**	2,05**
Spearman corr.	0,37**	0,37**	0,38**	0,33**	0,35**	0,34**
Panel B. Predicciones a dos años.						
N	33	33	35	33	33	35
β	0,33	0,32	0,38	0,32	0,33	0,41
Estad. t	1,82*	1,92**	2,39**	1,69*	1,82*	2,51***
Spearman corr.	0,41**	0,38**	0,42**	0,41**	0,41**	0,45***
Panel C. Predicciones a tres años.						
N	34	34	30	34	34	30
β	0,32	0,37	0,41	0,29	0,29	0,34
Estad. t.	1,88*	2,36**	2,45**	1,77*	1,95*	2,12**
Spearman corr.	0,41**	0,42**	0,46***	0,44**	0,45***	0,53***

REFERENCIAS

- ALI, A. (1996), «Bias in Analyst Earning Forecast as an Explanation for the Long-Run Underperformance of Stocks Following Equity Offerings», *Working Paper*, University of Arizona.
- BARBER, B. M., y LYON, J. D. (1997), «Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Tests Statistics», *Journal of Financial Economics*, 43, 341-472.
- BOEHMER, E.; MUSUMECI, J., y POULSEN, A. (1991), «Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance», *Journal of Financial Economics*, 30, 253-272.
- BROUS, P. A.; DATAR, V., y KINI, O. (2001), «Is the Market Optimistic about the Future Earnings of Seasoned Equity Offering Firms?», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 141-168.
- BROWN, L. D., y ROZEFF, M. S. (1978), «The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Evidence from Earnings», *Journal of Finance*, 33, 1-16.
- BROWN, L. D. (1996), «Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis: An Alternative Perspective», *Financial Analysts Journal*, 52, 40-47.
- (1997), «Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence», *Financial Analysts Journal*, 53, 81-88.
- BROWN, P.; FOSTER, G., y NOOREN, E. (1985), «Security Analysts Multi-year Earnings Forecasts and the Capital Market», *Studies in Accounting Research*, 21.
- BULTER, K. C., y SARAOGLU, H. (1999), «Improving Analysts' Negative Earnings Forecasts», *Financial Analysts Journal*, 55, 48-56.
- CAI, J. (1998), «The Long-Run Performance Following Japanese Rights Issues», *Applied Financial Economics*, 8, 419-434.
- CLAYMAN, M. R., y SCHWARTZ, R. A. (1994), «Falling in Love Again-Analysts' Estimates and Reality», *Financial Analysts Journal*, 50, 66-68.
- CORNETT, M. M.; MEHRAN, H., y TEHRANIAN, H. (1998), «Are Financial Markets Overly Optimistic about the Prospects of Firms that Issue Equity? Evidence from Voluntary versus Involuntary Equity Issuances by Banks», *The Journal of Finance*, 53, 2139-2159.
- CORRADO, C. (1989), «A Non-parametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies», *Journal of Financial Economics*, 23, 385-395.
- DECHOW, P.; HUTTON, A., y SLOAN, R. (2000), «The Relation between Analysts' Forecasts of Long-Term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Offerings», *Contemporary Accounting Research*, 17, 1-32.
- DENIS, D. J., y SARIN, A. (2001), «Is the Market Surprised by Poor Earnings Realizations following Seasoned Equity Offerings?», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 169-193.
- DOUKAS, J. A.; KIM, C., y PANTZALIS, C. (2001), «A Test of Errors-in-Expectations Explanation of the Value/Glamour Stock Returns Performance: Evidence from Analysts' Forecasts», *Journal of Finance*, 57, 2143-2165.
- DOWEN, R. J. (1996), «Analyst Reaction to Negative Earnings for Large Well-Known Firms», *The Journal of Portfolio Management*, 23, 49-55.
- DREMAN, D. N., y BERRY, M. A. (1995), «Analyst Forecasting Errors and their Implications for Security Analysis», *Financial Analysts Journal*, 51, 30-41.
- ELTON, E. L.; GRUBER, M. J., y GULTEKIN, M. N. (1984), «Professional Expectations: Accuracy and Diagnosis of Errors», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18, 351-363.
- FARINÓS, J. E.; GARCÍA, C. J., e IBÁÑEZ, A. M. (2004), «Is the Long-Run Underperformance of Seasoned Equity Issues Irrational? Evidence from Spain», *Working Paper*, SSRN.

-
- HANSEN, R. y SARIN, A. (1998), «Are Analysts Overoptimistic around Seasoned Equity Offerings?», *Working Paper*, Santa Clara University.
- JEANNERET, P. (2000), «Use of the Proceeds and Long-Term Performance of French SEO Firms», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- JEGADEESH, N. (2000), «Long-Term Performance of Seasoned Equity Offerings: Benchmark Errors and Biases in Expectations», *Financial Management*, 29, 5-30.
- KANG, J. K.; KIM, Y. C., y STULZ, R. M. (1999), «The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle: Evidence from Japan», *The Review of Financial Studies*, 12, 519-534.
- KOTHARI, S. P., y WARNER, J. B. (1997), «Measuring Long-Horizon Security Price Performance», *Journal of Financial Economics*, 43, 301-339.
- LARRÁN, M., y REES, W. (1999), «Propiedades de los Pronósticos de Beneficios Realizados por los Analistas Financieros: una Aplicación al Caso Español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28, 675-729.
- LEE, I. (1997), «Do Firms Knowingly Sell Overvalued Equity?», *Journal of Finance*, 52, 1439-1466.
- LOUGHAN, T., y RITTER, J. R. (1995), «The New Issues Puzzle», *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- (1997), «The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings», *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
- LYON, J. D.; BARBER, B. M., y TSAI, C. (1999), «Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns», *Journal of Finance*, 54, 165-201.
- MARCIUKAITYTE, D., y SZEWczyk, S. H. (2001), «Market Efficiency and Seasoned Equity Offerings», Presented in the *Financial Management Association Annual Meeting*.
- MCNICHOLS, M., y O'BRIEN, P. C. (1997), «Self-selection and Analyst Coverage», *Journal of Accounting Research*, 35, 167-199.
- MIAN, G. M., y TEO, T. G. (2001), «Do Errors in Expectations Explain the Cross-section of Stock Returns?», *Working paper*, National University of Singapore.
- O'BRIEN, P. C. (1988), «Analysts' Forecasts as Earnings Expectations», *Journal of Accounting and Economics*, 10, 53-83.
- RAJAN, R., y SERVAES, H. (1997), «Analyst Following of Initial Public Offerings», *The Journal of Finance*, 52, 507-529.
- RANGAN, S. (1998), «Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 50, 101-122.
- RICHARDSON, S.; TEOH, S. H., y WYSOCKI, P. (2001), «The Walkdown to Beatable Analyst Forecasts: The Roles of Equity Issuance and Insider Trading Incentives», *Working Paper*, University of Michigan.
- SHIVAKUMAR, L. (2000), «Do Firms Mislead Investors by Overstating Earnings before Seasoned Equity Offerings?», *Journal of Accounting and Economics*, 29, 339-371.
- SPIESS, D. K., y AFFLECK-GRAVES, J. (1995), «Underperformance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 38, 243-267.
- STEHLE, R.; EHRHARDT, O., y PRZYBOROWSKY, R. (2000), «Long-Run Stock of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues», *European Financial Management*, 6, 173-196.
- TEOH, S. W., y WONG, T. J. (2002), «Why New Issues and High-Accrual Firms Underperform: The Role of Analysts' Credibility», *Review of Financial Studies*, 15, 869-900.

3

EARNINGS MANAGEMENT COMO EXPLICACIÓN A LA ANOMALÍA DE LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL

1. INTRODUCCIÓN

Los resultados obtenidos en el capítulo anterior apuntan a que la mala evolución en la rentabilidad de las empresas tras las ampliaciones de capital se debe a que los inversores sobreestiman los beneficios futuros de estas compañías. Una posible causa de este exceso de optimismo, es que los directivos de las empresas que proyectan una ampliación de capital manipulen al alza sus resultados y el mercado no sea capaz de detectar que los mayores beneficios revelados vienen dados por un aumento transitorio. En los años siguientes a la ampliación, las rentabilidades anormales negativas detectadas podrían ser debidas a la corrección gradual de la sobrevaloración inicial provocada por la manipulación de beneficios.

En esta línea de investigación, Teoh, Welch y Wong (1998), Rangan (1998), Shivakumar (2000), Zhou y Elder (2003) y Heron y Lie (2004) documentan que las ampliaciones de capital mediante ventas en firme en el mercado estadounidense vienen precedidas por aumentos significativos en los ajustes por devengo anormales. Adicionalmente, Teoh *et al.* (1998) y Rangan (1998) detectan una relación negativa entre los ajustes por devengo anormales previos a la ampliación y las rentabilidades de las acciones en los ejercicios siguientes.

En relación con las ampliaciones mediante derechos de suscripción preferente, Heron y Lie (2004), en el mercado norteamericano, no obtienen evidencia de manipulación de beneficios con anterioridad a este tipo de emisiones en el mercado norteamericano. Por otro lado, Ching, Firth y Rui (2002) encuentran en el mercado de Hong Kong una relación negativa entre los ajustes por devengo anormales previos a la ampliación y las rentabilidades anormales del año posterior a la oferta, aunque no analizan ni la evolución de los beneficios ni de los ajustes por devengo en torno a la emisión.

Como vemos, la mayoría de los estudios previos han analizado el problema de la manipulación de beneficios en el mercado estadounidense, existiendo cierta carencia de investigación en países con otro tipo de características. En este contexto, el mercado de capitales español, donde hemos detectado la anomalía señalada para las ampliaciones con derechos de suscripción, proporciona una excelente oportunidad para extender el conocimiento de la comunidad académica sobre la existencia de estas prácticas contables.

En esta línea, el interés de este capítulo se centra en investigar, por un lado, si existe un comportamiento oportunista de los directivos a la hora de revelar los resultados contables con anterioridad a

las ampliaciones de capital. Como ya se ha comentado en capítulos previos, en las emisiones mediante derechos de suscripción preferente, los incentivos de los gestores a manipular son presumiblemente menores dado que en este tipo de ampliaciones los potenciales suscriptores de las nuevas acciones son básicamente accionistas antiguos. Adicionalmente, el grado de asimetría informativa en el mercado español condicionará la mayor o menor discrecionalidad de los directivos.

Por otro lado, dado que la anomalía de las ampliaciones de capital ha sido objeto de un arduo debate en los últimos años, se espera que este capítulo contribuya a la creciente literatura que trata de explicar este fenómeno, analizando si el empleo de ajustes por devengo anormales alrededor de las ampliaciones puede explicar el pobre comportamiento de los precios de las acciones en los años posteriores.

De acuerdo con la denominada hipótesis de *earnings management*, observamos que las empresas involucradas en ampliaciones de capital presentan ajustes por devengo anormalmente elevados en el año de la ampliación. Adicionalmente, la reversión en los ajustes por devengo anormales los ejercicios siguientes explica la negativa evolución de las rentabilidades anormales a largo plazo. Esta evidencia implica que el bajo rendimiento de las acciones parece deberse a la ineficiencia del mercado para deshacer dichos ajustes contables y corregir la sobrevaloración inducida por los directivos que diseñan la operación de ampliación.

En el siguiente apartado se explican las medidas de manipulación de resultados empleadas. En la sección tercera se describe el procedimiento de selección de la muestra y los datos empleados. En el apartado cuarto se analiza la evolución temporal de los ajustes por devengo antes y después de las ampliaciones. En la sección quinta se estudia la relación entre la manipulación de resultados y las posteriores rentabilidades anormales. Finalmente, las conclusiones se presentan en el apartado sexto.

2. MEDICIÓN DE LA MANIPULACIÓN DE BENEFICIOS: MODELOS DE AJUSTES POR DEVENGO

Los denominados ajustes por devengo constituyen el eje central de los contrastes de *earnings management*. 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 discrecionalidad 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:

$$ADC_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta \text{Tesorería y equivalentes}_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta \text{Deudas financieras}_{i,t}) \quad (1)$$

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 inme-

diata como las inversiones financieras temporales, ΔPC_{it} es la variación en el pasivo circulante, y $\Delta Deudas_{it}$ 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 ampliaciones de capital, es conveniente centrarse en procesos cuya reversión sea homogénea.

Una vez se dispone de la magnitud observable de los ajustes por devengo de circulante (ADC_{it}), se trata de plantear una partición teórica en sus dos componentes no observables que vendrán dados por su parte normal ($NADC_{it}$) y su parte anormal ($AADC_{it}$), que se toma como proxy de *earnings management*. 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 *earnings management*, 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.

Para dar robustez a los resultados, se emplean dos modelos diferentes para la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo de circulante. Por un lado, el denominado modelo de Jones modificado que fue planteado por Dechow, Sloan y Sweeney (1995) y ha protagonizado la práctica totalidad de trabajos sobre *earnings management* hasta la fecha. Por otro lado, se aplica el modelo desarrollado en Poveda (2003) cuyos resultados de especificación y potencia en el contexto español, junto con su diferente planteamiento para la estimación del componente anormal del resultado, lo convierten en una buena alternativa para asegurar si los resultados observados en el trabajo se deben a la propia especificación de los modelos o a la verdadera existencia de *earnings management*.

2.1. ENFOQUE DE SECCIÓN CRUZADA

De cara a la estimación en sección cruzada de los modelos, 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 de cada 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 diez observaciones. Posteriormente, con dichos coeficientes «limpios» de *earnings management* (al menos 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. A continuación se describen los modelos concretos estimados y los pasos seguidos en cada caso.

2.1.1. MODELO DE JONES MODIFICADO EN SECCIÓN CRUZADA

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:

$$\frac{ADC_{j,t}}{ATM_{j,t}} = \alpha_{s,t} \left(\frac{1}{ATM_{j,t}} \right) + \beta_{s,t} \left(\frac{\Delta INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} \right) + u_{j,t} \quad (2)$$

donde las j empresas son compañías no emisoras pertenecientes al mismo sector de actividad (con dos dígitos) 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 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:

$$AADC_{i,t} = \left(\frac{ADC_{i,t}}{ATM_{i,t}} \right) - \left[\hat{\alpha}_{s,t} \left(\frac{1}{ATM_{i,t}} \right) + \hat{\beta}_{s,t} \left(\frac{\Delta INCN_{i,t} - \overbrace{\Delta DOT_{i,t}}^{ajuste}}{ATM_{i,t}} \right) \right] \quad (3)$$

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 para la compañía i en el año t . El subíndice s que hace referencia al sector de actividad al que pertenece la empresa i .

2.1.2. MODELO DE POVEDA EN SECCIÓN CRUZADA

Poveda (2003) propone un nuevo enfoque para la estimación del componente anormal del resultado de explotación de las empresas. En dicho modelo se evita el empleo como regresores de variables de resultados potencialmente manipuladas, con ello se intentan mitigar los problemas de simultaneidad que han caracterizado a las estimaciones de los ajustes por devengo. A su vez, para evitar la restricción de que la respuesta al nivel de actividad de componentes distintos, como compras, ventas o inventarios, tenga que ser la misma, se lleva a cabo una estimación desagregada de los parámetros sectoriales de acuerdo con la siguiente especificación:

$$\begin{aligned}
 \frac{INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \alpha_{s,t} + \beta_{1s,t} \frac{FCV_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \nu_{j,t} \\
 \frac{CMP_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \gamma_{s,t} + \beta_{2s,t} \frac{FCC_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \omega_{j,t} \\
 \frac{\Delta EXT_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \pi_{s,t} + \beta_{3s,t} \frac{FCC_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \beta_{4s,t} \frac{FCV_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \delta_{j,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

donde las j empresas son compañías no emisoras pertenecientes al mismo sector de actividad (con dos dígitos) que la empresa emisora i y el subíndice s hace referencia al sector de actividad al que pertenece la compañía i . $INCN_{j,t}$ es el importe neto de la cifra de negocios, $ATM_{j,t}$ es el activo total medio calculado como media entre inicio y fin del ejercicio t , $FCV_{j,t}$ es el flujo de caja generado por las ventas y prestaciones de servicio, $CMP_{j,t}$ es el importe neto de las compras del ejercicio, $FCC_{j,t}$ es el flujo de caja generado por las compras y $\Delta EXT_{j,t}$ es la variación de existencias, para la compañía j en el año t . De la misma manera que con el modelo de Jones esta regresión en sección cruzada es estimada para cada empresa emisora i y año en el período analizado (desde el año -3 hasta el año $+3$ relativo al año de la ampliación).

A continuación, el componente anormal de resultado en las empresas de evento se estima de acuerdo con la siguiente expresión:

$$AADC_{i,t} = \left[\frac{INCN_{i,t}}{ATM_{i,t}} + \frac{CMP_{i,t}}{ATM_{i,t}} + \frac{\Delta EXT_{i,t}}{ATM_{i,t}} \right] - \left[\hat{\alpha}_{s,t} + \hat{\gamma}_{s,t} + \hat{\pi}_{s,t} + (\hat{\beta}_{1s,t} + \hat{\beta}_{4s,t}) \frac{FCV_{i,t}}{ATM_{i,t}} + (\hat{\beta}_{2s,t} + \hat{\beta}_{3s,t}) \frac{FCC_{i,t}}{ATM_{i,t}} \right] \tag{5}$$

Como vemos, el modelo de Poveda (2003) centra la atención exclusivamente en las partidas esenciales de la actividad de explotación para tratar de captar posibles manipulaciones en el corte de operaciones y en la valoración de los inventarios. De este modo se está asumiendo el riesgo de que existan manipulaciones en otro tipo de partidas de circulante que no sean captadas por el modelo (error tipo II). Sin embargo, como contrapartida, al centrarse en las partidas expresamente controladas por los modelos de ajustes por devengo, se reducirá la probabilidad de error tipo I, es decir, la probabilidad de detectar manipulación cuando realmente no existe. Dado que el capítulo se centra en detectar si existe manipulación en torno a las ampliaciones de capital y si dicha manipulación provoca la posterior reversión en las rentabilidades a largo plazo de los títulos, consideramos que la postura más prudente está en considerar estos ajustes por devengo fundamentales que nos indiquen si se ha adelantado la contabilización de ventas, y/o se ha retrasado la contabilización de las compras, y/o se ha realizado una valoración anormalmente elevada de las existencias que a final de ejercicio puedan estar en almacén.

2.2. ENFOQUE DE DATOS DE PANEL

Para adoptar una doble óptica dentro de cada modelo 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 y que dispongan de un mínimo de cuatro 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 viene dado por la presencia de variables no ortogonales entre los regresores y ha sido abordado, en el modelo de Poveda (2003), planteando variables de control que sean inmunes ante la manipulación (flujos de caja). No obstante, si tenemos en cuenta los datos con los que se trabaja en el campo del *earnings management*, 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 a los modelos en sección cruzada comentados 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 los modelos. 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, status 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:

$$\frac{ADC_{j,t}}{ATM_{j,t}} = \eta_j + \sum_{y=1991}^{2002} DY_y \lambda_y + \alpha_s \left(\frac{1}{ATM_{j,t}} \right) + \beta_{s,t} \left(\frac{\Delta INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} \right) + u_{j,t} \quad (6)$$

y el modelo de Poveda (2003) como:

$$\begin{aligned} \frac{INCN_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \mu_j + \sum_{y=1991}^{2002} DY_y \rho_y + \alpha_s + \beta_{1s} \frac{FCV_{j,t}}{ATM_{j,t}} + v_{j,t} \\ \frac{CMP_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \eta_j + \sum_{y=1991}^{2002} DY_y \lambda_y + \gamma_s + \beta_{2s} \frac{FCC_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \omega_{j,t} \\ \frac{\Delta EXT_{j,t}}{ATM_{j,t}} &= \tau_j + \sum_{y=1991}^{2002} DY_y \phi_y + \pi_s + \beta_{3s} \frac{FCC_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \beta_{4s} \frac{FCV_{j,t}}{ATM_{j,t}} + \delta_{j,t} \end{aligned} \quad (7)$$

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 *dummy* 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 lo comentado para el procedimiento en sección cruzada.

3. MUESTRA Y DATOS

Para identificar a las empresas que amplían capital, se han utilizado los registros de la CNMV en el período que abarca desde enero de 1991 hasta diciembre de 2002. Tal y como se muestra en el cuadro 1, se localizan 408 ampliaciones de capital para empresas cotizadas en el mercado continuo en ese período. A partir de esta muestra inicial se realiza una exhaustiva revisión de todo tipo de eventos relevantes registrados en la CNMV con el objetivo de filtrar exclusivamente las ampliaciones de capital mediante derechos de suscripción preferente que impliquen aportación de nuevos fondos. En particular, se excluyen las ampliaciones con cargo a reservas, las ampliaciones para compensación de créditos o conversión de obligaciones y las ampliaciones con emisión de nuevas acciones destinadas al público en general. Además, no consideramos las emisiones destinadas a canje de acciones de otras compañías por adquisición o fusión, ni las ampliaciones de compañías que se han visto envueltas en estos procesos de fusión en el período de análisis. Tras la aplicación de estos filtros quedan 119 ampliaciones con derechos. Adicionalmente, se excluyen las empresas financieras y aseguradoras debido a que la naturaleza de los ajustes por devengo en este tipo de compañías no es comparable con el resto de empresas presentes en la muestra. Todo esto conduce a una muestra de 99 ampliaciones de capital.

Para que una ampliación sea incluida en la muestra final, se requiere la disponibilidad de datos contables en la CNMV para el ejercicio de la ampliación y el anterior, dado que en las estimaciones de los ajustes por devengo intervienen variables en primeras diferencias. La muestra que queda tras exigir todos los requisitos expuestos asciende a 75 ampliaciones de capital con derechos de suscripción realizadas en un período de doce años, 1991-2002, abarcando un espectro de diez sectores de actividad de acuerdo con la clasificación sectorial de la CNMV a dos dígitos de profundidad³⁹.

Cuadro 1

MUESTRA DE EVENTO: AMPLIACIONES DE CAPITAL 1991-2002

En el presente cuadro se recoge una descripción del procedimiento de selección de la muestra de ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente y que supongan aportación de fondos, que se emplea en este capítulo.

Ampliaciones de capital registradas en la CNMV 1991-2002	408
Filtro por otros eventos.....	(289)
Ampliaciones con derechos y aportación de efectivo	119
Empresas financieras y aseguradoras	(20)
Muestra objetivo	99
No disponibilidad de datos contables	24
<i>Muestra de evento final</i>	<i>75</i>

La distribución de la muestra empleada para este análisis por sectores y años se presenta en el panel A del cuadro 2. Cinco de los años presentes en el período muestral (1991, 1993, 1994, 1998, 1999) presentan mayor actividad y contienen más del 10 por 100 de la muestra final, con 1993 como mayor exponente al agrupar un 20 por 100 de las ampliaciones analizadas. En relación con la distribución por sec-

³⁹ Como ya se ha comentado, no se incluye el sector de empresas financieras y aseguradoras.

tores, más del 50 por 100 de los eventos corresponden a tres sectores: energía y agua (14), inmobiliarias (13) y otras industrias de transformación (17).

Cuadro 2

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; S8: industria química; S9: inmobiliarias; S11: metálicas básicas; S12: nuevas tecnologías; S15: otras industrias de transformación; S17: transformación de metales.

Sector	Panel A. Muestra de evento												
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
S3	1	0	3	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5
S4	0	1	1	0	1	1	0	1	1	1	0	0	7
S5	0	0	2	1	0	0	0	0	1	0	0	0	4
S6	1	1	1	3	1	1	1	1	1	1	1	1	14
S8	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	3
S9	2	0	3	2	0	0	1	2	2	0	0	1	13
S11	0	0	0	1	0	0	1	0	1	0	0	0	3
S12	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1	4
S15	2	1	3	2	1	0	2	1	1	1	1	2	17
S17	2	0	2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5
Total.....	8	3	16	9	4	2	5	8	9	4	2	5	75
Panel B. Muestra de estimación													
Sector	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
S3	7	12	17	17	16	17	16	15	13	11	10	8	159
S4	5	5	27	24	23	20	21	20	21	18	18	17	219
S5	5	9	9	11	9	9	7	8	7	8	8	9	99
S6	17	17	28	22	27	26	23	23	16	15	17	14	245
S8	5	9	12	11	9	10	10	5	4	4	4	3	86
S9	6	13	46	49	52	46	44	40	38	33	36	34	437
S11	6	6	15	12	13	11	11	12	9	10	7	7	119
S12	3	4	5	5	5	5	6	4	6	4	9	10	66
S15	15	26	58	54	56	54	52	51	52	47	47	42	554
S17	12	18	45	48	45	35	32	29	26	24	26	21	361
Total.....	81	119	262	253	255	233	222	207	192	174	182	165	2.345

Tal y como se explicaba en el apartado segundo, para estimar el componente normal de los ajustes por devengo se requiere una muestra de estimación compuesta por empresas no emisoras. Con objeto de dotar de mayor robustez a los resultados, se considerarán como empresas no emisoras aquellas compañías que no hayan ampliado capital bajo ninguna de las modalidades filtradas en la selección muestral. Las muestras de estimación se extraen del panel B del cuadro 2 para los 10 sectores y 12 años implicados en el presente estudio.

4. COMPORTAMIENTO DE LOS AJUSTES POR DEVENGO ALREDEDOR DE LA AMPLIACIÓN

En este apartado se analiza en primer lugar, el perfil temporal de los ajustes por devengo de circulante en los años alrededor de las ampliaciones de capital. En segundo lugar, se emplean los modelos descritos en el apartado segundo para extraer el componente anormal de los ajustes por devengo como proxy de la manipulación de beneficios.

4.1. AJUSTES POR DEVENGO DE CIRCULANTE ALREDEDOR DE LA AMPLIACIÓN

A continuación, se realizará una exploración del comportamiento de los ajustes por devengo de circulante que constituyen la variable objetivo sobre la que se planteará la extracción del componente anormal como proxy de *earnings management*. Se trata de realizar una primera aproximación al comportamiento de dicha variable, sin que intervengan en ningún momento estimaciones de parámetros y así, los resultados sean independientes del modelo que se pueda aplicar posteriormente. Los resultados de esta primera aproximación se sintetizan en el cuadro 3.

Si atendemos a la columna de los ajustes por devengo de circulante para las empresas de evento (adc), podemos observar como se produce una subida gradual que alcanza un máximo en el año de la oferta para decrecer con posterioridad. Concretamente, los ajustes por devengo pasan de un dato de partida de -0,0593 en el tercer año previo a la ampliación, hasta un dato positivo de 0,0587 en el año de evento. Si atendemos a la significatividad estadística de estos resultados, podemos observar que los p-valores se van reduciendo progresivamente desde un 89,28 por 100 en el año -3 hasta un 1,03 por 100 en el ejercicio de evento, que permite rechazar la hipótesis nula de ajustes por devengo nulos con un tamaño nominal de contraste prácticamente del 1 por 100. Con relación a los ejercicios posteriores a la ampliación se observa una fuerte reversión en el primer año hasta unos ajustes por devengo prácticamente nulos (-0,0073) con un elevado p-valor (58,9 por 100) que nos indica que no son significativamente distintos de cero.

Para controlar la posibilidad de que las pautas observadas en los ajustes por devengo pudieran venir condicionadas por efectos temporales asociados a los años concretos en los que se produce la ampliación, o bien, que pudieran deberse a pautas sectoriales puntuales, se ha analizado también el comportamiento de dicha variable en relación a muestras de control. A estos efectos, para asegurar la robustez de los resultados, se han seleccionado las muestras de control en base a dos criterios alternativos.

En primer lugar, se ha emparejado a cada empresa emisora con otra empresa no emisora de su mismo sector y año según el tamaño medido por el activo total medio de los balances presentados al inicio y al final del ejercicio. De este modo, la variable «eladc» mide el exceso en el mismo sector y año de los ajustes por devengo de circulante de las empresas de evento respecto de empresas sin evento de tamaño similar. Concretamente, la secuencia de esta nueva variable ajustada parte de valores muy negativos (-0,0768 y -1,132) que indican unos ajustes por devengo inferiores para las empresas de evento que para sus empresas de control. No obstante, la diferencia se invierte en el año previo al evento para alcanzar su valor máximo (0,0553) en el año en el que se anuncia la ampliación de capital. En los años siguientes a la ampliación la diferencia vuelve a reducirse respecto a sus empresas de control, hasta situarse de nuevo por debajo en los años segundo y tercero posteriores al evento.

Cuadro 3

AJUSTES POR DEVENGOS EN TORNO A LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL

N: número de observaciones; adc: ajustes por devengo de circulante medios para las empresas de evento; pv adc: p-valor del contraste individual sobre la hipótesis nula de ajustes por devengo de circulante iguales a cero; el adc: exceso medio en ajustes por devengo de circulante de las empresas de evento respecto de empresas sin evento de tamaño similar en el mismo sector y año; pv el adc: p-valor del contraste sobre la hipótesis nula de igualdad de medias entre empresas de evento y parejas de control por tamaño; e2adc: exceso medio en ajustes por devengo de circulante de las empresas de evento respecto de la mediana sectorial de las empresas sin evento en el mismo sector y año; pv e2adc: p-valor del contraste sobre la hipótesis nula de igualdad entre empresas de evento y medianas sectoriales.

	N	adc	pv adc	el adc	pv el adc	e2adc	pv e2adc
año -3	32	-0,0593	0,8928	-0,0768	0,2534	-0,0554	0,3946
año -2	38	-0,0576	0,7185	-0,1132	0,0381	-0,0669	0,1817
año -1	47	0,0102	0,1025	0,0097	0,7812	0,0123	0,6284
año de evento	75	0,0587	0,0103	0,0553	0,0633	0,0558	0,0136
año +1	50	-0,0073	0,5890	0,0072	0,8259	0,0125	0,4277
año +2	49	0,0001	0,5452	-0,0263	0,2431	-0,0050	0,8296
año +3	48	-0,0398	0,2885	-0,0453	0,1254	-0,0340	0,1392

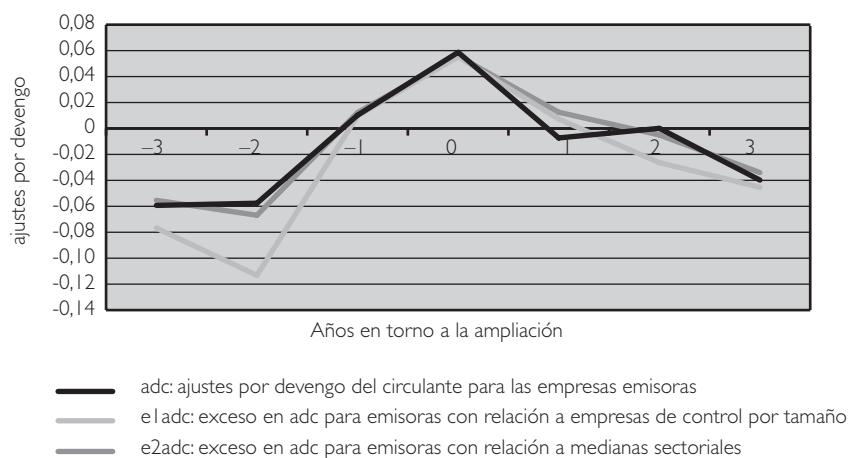
Si atendemos a la significatividad estadística de estos valores, llama la atención que sólo encontramos p-valores razonablemente bajos en los ejercicios -2 y 0. Concretamente, dos años antes de la ampliación las empresas de evento tenían un nivel de ajustes por devengo inferior en 0,1132 respecto de sus parejas de control con un p-valor del 3,81 por 100. Por el contrario, en el año en el que se anuncia la ampliación de capital el nivel de los ajustes por devengo para las compañías emisoras supera a sus parejas de control en 0,0553 con un p-valor en torno al 6,3 por 100. Esto nos lleva a intuir la existencia de un esfuerzo en las empresas involucradas en las ampliaciones por mejorar sus resultados en los años concretos de evento a través de los ajustes por devengo.

En segundo lugar, se ha tratado de controlar el nivel de los ajustes por devengo de circulante en base a la mediana de las empresas sin evento que pertenezcan a la misma combinación de sector y año. De este modo, la variable «e2adc» mide el exceso en el mismo sector y año de los ajustes por devengo de circulante de las empresas de evento respecto de la mediana sectorial sin evento. Si observamos la evolución de e2adc, podemos observar que el valor más alto se detecta en ejercicio de la ampliación con un exceso de 0,0558 que a su vez viene acompañado por el p-valor más bajo (1,36 por 100). En el resto de ejercicios anteriores y posteriores se replica una vez más la pauta de comportamiento que venimos observando con un aumento claro conforme se aproxima la fecha de evento y una reversión posterior conforme nos vamos alejando. Curiosamente, sólo en el año de evento y en los dos ejercicios adyacentes se registra un nivel de ajustes por devengo superior a sus medianas sectoriales estando el pico en el año cero, que además, es el único estadísticamente significativo.

Todos los comentarios anteriores pueden apreciarse con nitidez si representamos gráficamente los valores de ajustes por devengo calculados. Concretamente, en el gráfico 1 podemos ver que los ajustes por devengo de circulante que presentan las empresas en torno a las ampliaciones de capital, muestran una evolución temporal que casa perfectamente con las hipótesis planteadas en este estudio. En los tres años previos a la ampliación de capital se observa una clara y progresiva subida que lleva a la consecución de su máximo en el ejercicio de evento. Posteriormente se produce una clara reversión en la variable que desciende de forma muy pronunciada en el año siguiente a la ampliación para seguir bajando, aun-

Gráfico 1

AJUSTES POR DEVENGOS EN TORNO A LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL



que de forma más moderada, hasta tres años después. Dichas pautas de comportamiento se reproducen exactamente igual tras analizar los ajustes por devengo ajustados por parejas de control por tamaño, dentro de cada año y sector; así como por medianas sectoriales.

4.2. ANÁLISIS DE LOS AJUSTES POR DEVENGOS ANORMALES

Una vez se ha comprobado que en las observaciones de evento se detectan ajustes por devengo de circulante superiores a los de ejercicios anteriores y posteriores, así como superiores a los registrados en el mismo ejercicio por empresas de su mismo sector, todo parece indicar que dicha variable está siendo manipulada al alza para elevar los resultados publicados por las empresas en los años en los que amplían capital. No obstante, ¿se mantendrán dichas pautas de comportamiento si aplicamos modelos formales de descomposición de los ajustes por devengo en sus componentes normal y anormal?. Trataremos de responder a dicha pregunta estimando los modelos que se presentaban en el apartado 2, tanto desde una perspectiva de sección cruzada como de datos de panel. En el cuadro 4 se sintetiza el comportamiento de los ajustes por devengo anormales estimados según cada uno de los planteamientos descritos.

Si nos fijamos en los ajustes por devengo anormales (aadc) en torno al año de la ampliación, en todos los paneles del cuadro 4 se detecta la presencia del máximo valor en el componente anormal justo en el año en el que se produce el anuncio de la ampliación. Adicionalmente, en todos los casos y desde todas las perspectivas, dicho máximo viene respaldado con p-valores que permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de *earnings management*.

Concretamente, el panel A muestra los resultados con el modelo de Jones modificado en sección cruzada. Observamos un aumento claro en el proxy de manipulación en el ejercicio de evento que alcanza un valor de 0,0436 con un p-valor estadístico en torno al 5 por 100. Cuando dicho modelo se estima en base a datos de panel por sectores de actividad, panel B, el componente anormal se dispara de nuevo en el año de evento hasta un valor de 0,0887 con un p-valor por debajo del 2 por 100. Por tanto,

de acuerdo con este modelo de estimación del proxy de discrecionalidad, existe un claro esfuerzo por parte de las empresas involucradas en ampliaciones de capital para aumentar su beneficio en base a partidas de ajustes por devengo que no se ajustan a sus niveles normales.

Cuadro 4

AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES EN TORNO A LA AMPLIACIÓN

N: número de observaciones en cada fila; aadc: ajustes por devengo de circulante anormales medios para las empresas de evento; pv aadc: p-valor del contraste individual sobre la hipótesis nula de ajustes por devengo de circulante anormales medios iguales a cero; el aadc: exceso medio en ajustes por devengo de circulante anormales de las empresas de evento respecto de empresas sin evento de tamaño similar en el mismo sector y año; pv el aadc: p-valor del contraste sobre la hipótesis nula de igualdad de medias entre empresas de evento y pares de control por tamaño; e2aadc: exceso medio en ajustes por devengo de circulante anormales de las empresas de evento respecto de la mediana sectorial de las empresas sin evento en el mismo sector y año; pv e2aadc: p-valor del contraste sobre la hipótesis nula de igualdad entre empresas de evento y medianas sectoriales.

	N	aadc	pv aadc	el aadc	pv el aadc	e2aadc	pv e2aadc
<i>Panel A. Modelo de Jones modificado en sección cruzada</i>							
año -3	16	-0,1210	0,5485	-0,0058	0,9493	-0,1313	0,2165
año -2	16	-0,1437	0,2320	-0,0832	0,1183	-0,1525	0,1114
año -1	24	-0,0224	0,3374	-0,0262	0,6634	-0,0266	0,3610
año de evento	48	0,0436	0,0552	0,0330	0,4528	0,0388	0,0945
año +1	27	0,0241	0,1342	0,0548	0,2250	0,0180	0,3282
año +2	25	-0,0050	0,7424	-0,0349	0,3938	-0,0114	0,6152
año +3	26	-0,0275	0,5604	-0,0314	0,4135	-0,0345	0,1768
<i>Panel B. Modelo de jones modificado con datos de panel</i>							
año -3	24	-0,0455	0,9258	-0,0733	0,2501	-0,0538	0,3633
año -2	26	-0,0538	0,7034	-0,0965	0,1021	-0,0526	0,3058
año -1	33	-0,0189	0,2332	-0,0184	0,6023	-0,0239	0,2362
año de evento	45	0,0887	0,0194	0,0591	0,1869	0,0862	0,0222
año +1	38	0,0363	0,0037	0,0044	0,8810	0,0364	0,0849
año +2	37	0,0485	0,0132	0,0114	0,6517	0,0488	0,0387
año +3	37	0,0198	0,1467	0,0181	0,5264	0,0111	0,6447
<i>Panel C. Modelo de Poveda en sección cruzada</i>							
año -3	16	-0,0720	0,7579	-0,0327	0,6396	-0,0768	0,2667
año -2	16	-0,0658	0,7244	-0,0380	0,1674	-0,0677	0,2644
año -1	24	-0,0176	0,4179	-0,0342	0,3426	-0,0167	0,4851
año de evento	48	0,0458	0,0022	0,0547	0,0382	0,0444	0,0023
año +1	27	0,0138	0,1991	0,0017	0,9588	0,0143	0,3676
año +2	25	0,0134	0,1762	-0,0294	0,2578	0,0116	0,3661
año +3	26	-0,0049	0,8358	-0,0164	0,5412	-0,0026	0,8546
<i>Panel D. Modelo de Poveda con datos de panel</i>							
año -3	24	-0,0139	0,6462	-0,0124	0,7987	-0,0209	0,5523
año -2	26	-0,0313	0,9484	-0,0860	0,0802	-0,0329	0,2842
año -1	33	-0,0098	0,1879	-0,0122	0,6899	-0,0065	0,6695
año de evento	45	0,0582	0,0200	0,0465	0,1516	0,0565	0,0154
año +1	38	0,0155	0,0318	-0,0110	0,6727	0,0077	0,5130
año +2	37	0,0191	0,0254	-0,0066	0,7857	0,0062	0,6066
año +3	37	0,0070	0,2496	0,0118	0,6129	-0,0075	0,6391

Si tratamos de ir más allá en el análisis de los ajustes por devengo, podemos revisar los resultados obtenidos para un modelo de descomposición distinto como es el de Poveda (2003). Tal y como apuntamos en su momento, se trata de un modelo centrado en operaciones de explotación muy concretas como es el corte de operaciones y la valoración de inventarios, pero a su vez, nos permite un mayor respaldo en caso de que se detecten pautas anormales. En el panel C se recoge la estimación en sección cruzada del modelo de Poveda, observándose que se replican prácticamente los resultados obtenidos con el modelo de Jones modificado, con un máximo de 0,0458 en el año de la ampliación de capital que viene acompañado por un p-valor de 0,2 por 100. Por último en el panel D, cambiando la especificación del modelo para explotar la información de los paneles sectoriales, el máximo nivel del componente anormal de nuevo se alcanza en el año de evento con un valor de 0,0582 y con un p-valor del 2 por 100.

Los resultados del cuadro 4 confirman la existencia de manipulación contable en torno a la decisión de ampliar capital. En concreto, dado que los ajustes por devengo anormales se encuentran deflactados por el activo total medio, se trata de valores en términos de ROA (*return on assets*) que implican que las rentabilidades económicas de estas empresas en los años de ampliación de capital, pueden incluir un componente anormal en torno a los cinco puntos porcentuales, con un rango desde el 4,36 por 100 hasta el 8,87 por 100 según el modelo de estimación empleado.

A continuación, empleamos parejas de control para medir el exceso del componente anormal de los ajustes por devengo de las compañías emisoras respecto de empresas de su mismo sector y año con un activo total medio similar. De nuevo, los valores máximos vuelven a observarse en el ejercicio de evento donde el exceso en los ajustes por devengo para las empresas emisoras se sitúa en torno a 0,05. No obstante, sólo son estadísticamente significativos con la estimación del modelo de Poveda en sección cruzada. Concretamente, de acuerdo con dicho modelo, durante los tres años previos a la ampliación de capital, las empresas implicadas presentan ajustes por devengo anormales inferiores a sus parejas de control. Sin embargo, en el año de evento se registra un exceso de 0,0547 con un p-valor de 3,82 por 100 que respalda la diferencia entre ambos grupos de empresas en el mismo año y sector. Posteriormente, en el año siguiente la diferencia es positiva pero no significativa para volver a ser negativa en los años segundo y tercero.

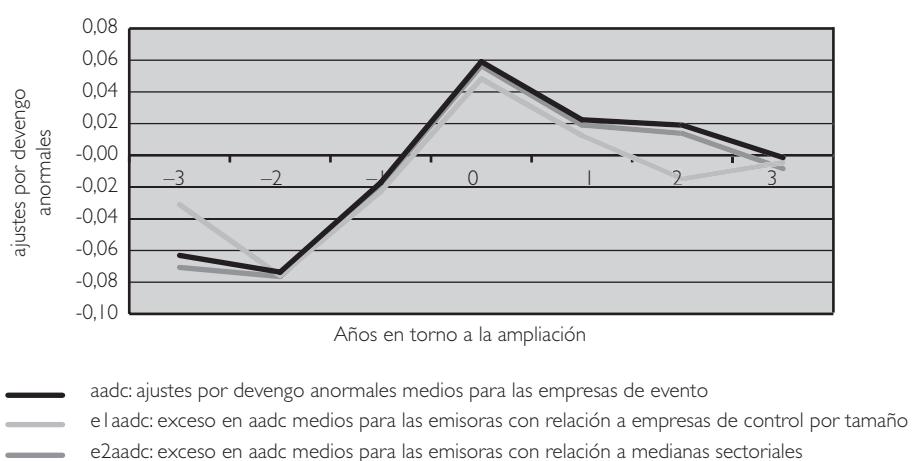
Finalmente, si comparamos el componente anormal de los ajustes por devengo de las empresas que amplían capital con la mediana del correspondiente cluster sector-año, los resultados una vez más vuelven a marcar las mismas directrices y, a su vez, quedan respaldados con los contrastes que apuntan diferencias significativas en el año de evento. En todos los casos, en el año de la ampliación las empresas implicadas en ampliaciones de capital registran valores claramente superiores a sus medianas sectoriales, reduciéndose paulatinamente dicha diferencia en los años siguientes.

Concretamente en el panel A, con el modelo de Jones modificado en sección cruzada, observamos que en el año de evento hay un exceso de 0,0388 a favor de las empresas de evento siendo la diferencia significativa al 10 por 100. En caso de estimar este mismo modelo desde una perspectiva de datos de panel como un modelo de efectos fijos, panel B, la diferencia alcanza un valor de 0,0862 con un p-valor del 2,22 por 100 que nos lleva a rechazar claramente la igualdad entre las empresas de evento y sus medianas sectoriales. Por último, el modelo de Poveda nos lleva a las mismas conclusiones y guarda mayor homogeneidad entre los dos enfoques de estimación. En el panel C, desde una perspectiva de sección cruzada, se registra un exceso de 0,0444 con un p-valor del 2,4 por 100, mientras que en el panel D, desde una estimación de panel con efectos fijos, el exceso es de 0,0565 con p-valor del 1,54 por 100. En ambos casos existe clara evidencia de que las empresas involucradas en una operación de ampliación de capital presentan un componente anormal en sus ajustes por devengo que supera significativamente a los registrados por término medio en las empresas de su mismo sector y año que no se han visto implicadas en ampliación alguna.

Para tratar de plasmar gráficamente el comportamiento de los ajustes por devengo anormales que se han analizado en el presente apartado, en el gráfico 2 se ha representado la evolución de la media entre las cuatro versiones del componente anormal estimado (Jones en sección cruzada, Poveda en sección cruzada, Jones en panel y Poveda en panel). En dicho gráfico se puede observar que el componente anormal del resultado en las empresas de evento, antes y después de ser corregido por parejas de control de sus mismos sectores y años, presenta una evolución creciente antes de la ampliación para alcanzar su máximo en el año de evento y seguir posteriormente una evolución decreciente ante la posible reversión de las manipulaciones inducidas en los años previos.

Gráfico 2

AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES EN TORNO A LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL



Como conclusión, podemos señalar que los datos apuntan a la existencia de prácticas de *earnings management* en las empresas que amplían capital para tratar de mejorar sus niveles de resultados. Antes de esta situación, se abre paso una nueva cuestión que nos lleva a plantearnos si dichas prácticas tienen algo que ver con el declive registrado en la cotización bursátil de los títulos implicados en operaciones de ampliación de capital. En otras palabras, ¿provoca el componente anormal del resultado una sobrevaloración de los títulos que posteriormente es corregida por el mercado provocando un bajo rendimiento a largo plazo?

5. EARNINGS MANAGEMENT Y RENTABILIDAD POST-OFERTA

En el presente apartado se analiza, en primer lugar, la rentabilidad a largo plazo de las empresas tras las ampliaciones de capital. Para este análisis seguiremos un doble enfoque. Por un lado, una estimación en *tiempo de evento*⁴⁰ y, por otro lado, una estimación en *tiempo de calendario*. En segundo lugar, se tratará de analizar si existe una relación entre las prácticas de manipulación de beneficios detectadas en el apartado anterior y la pautas de rentabilidad post-evento.

⁴⁰ El análisis de rentabilidades anormales en tiempo de evento es análogo a lo explicado en el capítulo primero.

5.1. RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES CON POSTERIORIDAD A LA AMPLIACIÓN

Para computar las rentabilidades mensuales en los tres años siguientes a cada ampliación de capital se emplean los precios de las acciones procedentes del Sistema de Interconexión de las Bolsas Españolas (SIBE). Dado que los precios de las acciones están disponibles hasta 2003, la muestra empleada para el análisis de rentabilidades en *tiempo de evento* finaliza en el año 2000. Adicionalmente, para evitar problemas de dependencia en sección cruzada, no se permite el solapamiento entre los períodos de análisis de una misma empresa. Con estos filtros, la muestra empleada para el análisis en *tiempo de evento* de las rentabilidades a largo plazo tras las ampliaciones está compuesta por 57 eventos.

Para el análisis en *tiempo de evento* de la evolución a largo plazo tras la decisión de ampliar capital, se emplean rentabilidades netas de la rentabilidad de la cartera de mercado. En particular, se calcula la rentabilidad anormal de la compañía i en el período de τ meses siguientes a la ampliación, $ACoR_{i,[1:\tau]}$, como la rentabilidad compuesta de la empresa i menos la rentabilidad compuesta del índice de mercado.

$$ACoR_{i,[1:\tau]} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{M,t}) \quad (8)$$

donde $R_{i,t}$ y $R_{M,t}$ 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.

El índice de mercado es la cartera de referencia más utilizada cuando se computan rentabilidades ajustadas, no obstante, esta alternativa no controla por la variabilidad en sección cruzada de las rentabilidades medias. Para afrontar esta cuestión, las regresiones del siguiente subapartado que tratan de explicar las rentabilidades anormales a largo plazo, incluirán el tamaño y el ratio book to market como variables de control⁴¹.

El gráfico 3, muestra la rentabilidad anormal media para la muestra de evento durante los 36 meses siguientes a la decisión de ampliación. Se observa que las rentabilidades ajustadas son positivas hasta el tercer mes tras la ampliación de capital. Después, las rentabilidades anormales experimentan un acusado descenso hasta los dos años posteriores al evento. Durante el tercer año tras la ampliación las rentabilidades anormales continúan su declive aunque de manera menos acusada.

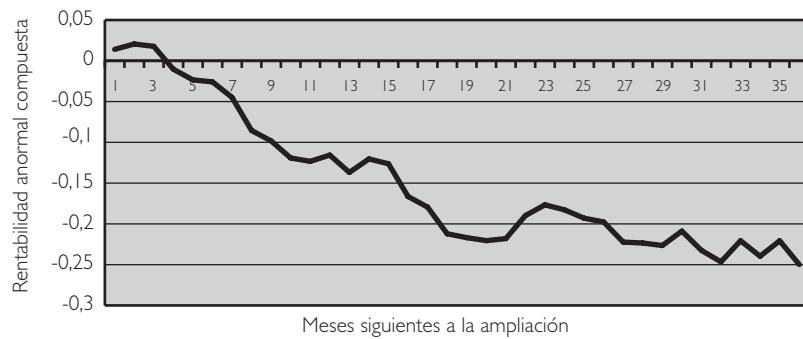
A continuación, se contrasta la significatividad estadística de las rentabilidades anormales observadas. Para afrontar esta cuestión, como ya se comentó en el primer capítulo, se requiere el empleo de una adecuada metodología que minimice los problemas de especificación que surgen al contrastar rentabilidades 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.

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:

⁴¹ La evidencia empírica ha demostrado que el tamaño y el ratio book to market explican la variabilidad en sección cruzada de las rentabilidades de las empresas.

Gráfico 3

**EVOLUCIÓN DE LA RENTABILIDAD AJUSTADA AL MERCADO
TRAS LA AMPLIACIÓN DE CAPITAL**



$$t = \sqrt{N} \frac{\text{AACoR}}{\hat{\sigma}} \quad (9)$$

donde N es el número de eventos en la muestra ($N = 57$), 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 remplazamiento B submuestras con N_b eventos procedentes de la muestra original, y para cada submuestra se computa el siguiente estadístico:

$$t_b = \sqrt{N_b} \frac{\text{AACoR}_b - \text{AACoR}}{\hat{\sigma}_b} \quad (10)$$

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 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 5 muestra la media de las rentabilidades anormales compuestas para uno, dos y tres años posteriores a las ampliaciones de capital. Tal y como ilustraba el gráfico 3, las rentabilidades ajustadas por mercado son negativas. Para el año siguiente a la ampliación la media de la rentabilidad anormal de las empresas emisoras es de un $-13,19$ por 100, empeorando conforme se alarga el horizonte temporal. En concreto, las rentabilidades ajustadas son por término medio del $-19,25$ por 100 y $-24,70$ por 100, para el segundo y tercer año posteriores a la ampliación. En el cuadro 5 también se muestran los resultados del contraste t tradicional empleando la técnica *bootstrap* para computar la significatividad estadística. Las rentabilidades anormales negativas son altamente significativas en cualquiera de los horizontes temporales analizados.

Cuadro 5

RENTABILIDAD DE LAS ACCIONES TRAS LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL

En el panel A de este cuadro se muestra la rentabilidad anormal media de las empresas emisoras para el período de uno, dos y tres años siguientes a la ampliación de capital. Se recogen también en este panel los resultados del contraste tradicional de la t , el coeficiente de asimetría de estas rentabilidades anormales y los resultados del contraste ajustado por la asimetría. Se emplea el procedimiento bootstrap para el cómputo de la significación estadística. En el panel B se ilustra la rentabilidad anormal media mensual para el período post-oferta estimada a partir del modelo de tres factores de Fama y French en tiempo de calendario.

Panel A. Rentabilidad anormal compuesta en el período post-oferta

Años tras ampliación	AACoR (Porcentaje)	Estadístico t tradicional	P-valor bootstrap	Coeficiente de asimetría	Est. t ajust. asimetría	p-valor bootstrap
+1	-13,19	-2,94	(0,00)	0,00	-2,94	(0,01)
+2	-19,25	-3,14	(0,00)	0,11	-3,09	(0,00)
+3	-24,70	-3,01	(0,01)	0,43	-2,83	(0,00)

Panel B. Rentabilidad anormal media mensual con modelo de Fama-French en tiempo de calendario

$\hat{\alpha}_p$ (porcentaje)	Estadístico t	p-valor
-0,72 (porcentaje)	-2,15	(0,03)

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 5 como los coeficientes de asimetría son positivos y aumentan con el horizonte temporal analizado. Esta asimetría positiva puede llevar a problemas de especificación en los estadísticos t , por tanto, para evitar dichos problemas se calcula el estadístico t ajustado por asimetría originariamente desarrollado por Johnson (1978).

$$t_a = \sqrt{N} \left[\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \left(\frac{AACoR}{\hat{\sigma}} \right)^2 + \frac{1}{6N} \hat{\gamma} \right] \quad (11)$$

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

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:

$$t_{a,b} = \sqrt{N_b} \left[\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} + \frac{1}{3} \hat{\gamma}_b \left(\frac{AACoR_b - AACoR}{\hat{\sigma}_b} \right)^2 + \frac{1}{6N_b} \hat{\gamma}_b \right] \quad (12)$$

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

Los resultados del cuadro 5 muestran que, incluso controlando por el posible sesgo inducido por la asimetría positiva, las rentabilidades anormales negativas son altamente significativas. Por tanto, se puede concluir que las empresas involucradas en ampliaciones de capital experimentan rentabilidades anormales negativas durante los tres años posteriores a la ampliación⁴².

Dados los diferentes problemas que surgen cuando se acumulan rentabilidades en períodos largos⁴³, un procedimiento alternativo para estimar y contrastar las rentabilidades anormales a largo plazo tras las ampliaciones de capital, 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 ampliado capital en los τ meses siguientes al evento. La aplicación de esta metodología nos permite comprobar la robustez de los resultados, evitar los problemas de acumular rentabilidades en períodos largos de tiempo y, además, podemos utilizar la muestra completa de 75 eventos.

Para mejorar la intuición sobre la metodología de las carteras en tiempo de calendario, ésta se representa en el gráfico 4. El primer mes donde hay una ampliación de capital es febrero de 1991, por tanto la estrategia consiste en comprar la acción en dicho mes y mantenerla durante τ meses. En nuestro caso, τ serán treinta y seis meses dado que se pretende analizar el comportamiento de las rentabilidades en los tres años posteriores a las ampliaciones de capital.

Del mismo modo, si abril de 1991 es el mes donde se produce la siguiente ampliación de capital; en dicho mes se compraría la segunda acción y también se mantendría durante treinta y seis meses. Análogamente, siendo junio de 1991 el siguiente mes con ampliación de capital, en dicho mes se compraría esta tercera acción y se mantendría treinta y seis meses. Por tanto, en el mes de junio de 1991 la cartera estaría compuesta por las tres acciones de aquellas empresas que han ampliado capital en febrero, abril y junio de 1991, respectivamente.

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

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_{p,t}} R_{j,t}}{N_{p,t}} \quad t = 02/91, \dots, 12/03 \quad (13)$$

donde $R_{j,t}$ es la rentabilidad de la empresa j en el mes t y $N_{p,t}$ 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 febrero de 1991 (primera ampliación del período analizado) hasta diciembre de 2003, $\{R_{p02/91}, \dots, R_{p12/03}\}$.

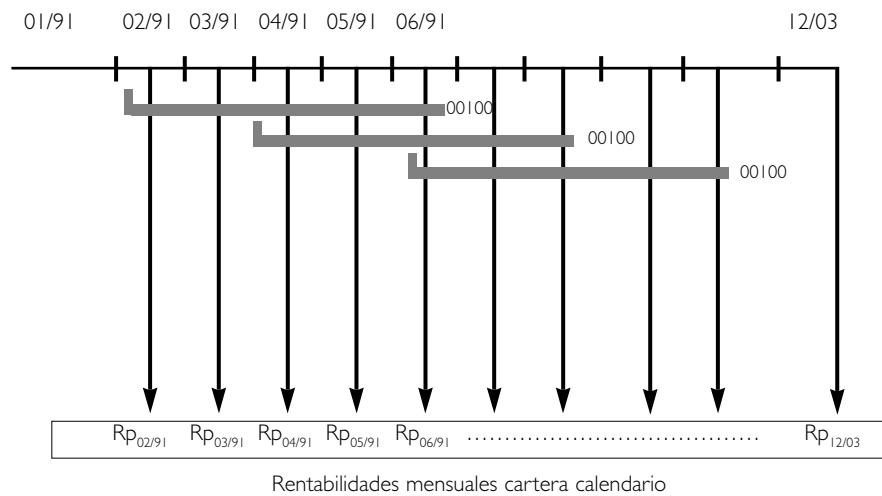
⁴² Estos resultados son análogos a los obtenidos en el capítulo primero, si bien en este caso se ha utilizado un muestra de mayor tamaño.

⁴³ BARBER y LYON (1997), KOTHARI y WARNER (1997), LYON, BARBER y TSAY (1999).

Gráfico 4

METODOLOGÍA DE CARTERAS DE CALENDARIO

En el siguiente gráfico se ilustra la metodología de carteras en tiempo de calendario. La estrategia consiste 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 treinta y seis meses. De esta forma, se obtiene la serie temporal de rentabilidades mensuales de la cartera de calendario p desde febrero de 1991 (primera ampliación del período analizado) hasta diciembre de 2003.



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:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{1p} \cdot (R_{M,t} - R_{f,t}) + \beta_{2p} HML_t + \beta_{3p} SMB_t + \varepsilon_{p,t} \quad t = 02/91, \dots, 12/03 \quad (14)$$

donde $R_{f,t}$ es el tipo de interés de los bonos del Tesoro a un mes (tasa libre de riesgo), SMB_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de menor y mayor tamaño y HML_t es el diferencial de rentabilidad entre las carteras compuestas por títulos de mayor y menor ratio BTM, 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) y Mitchell y Stafford (2000) entre otros, 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 especificación⁴⁴ e incluso, Loughran and Ritter (2000) argumentan que este modelo de factores es menos potente en la detec-

⁴⁴ LYON, BARBER y TSAI (1999), JEGADEESH (2000) y BRAV, GRECZY y GOMPERS (2000).

ción 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 ampliaciones de capital que puede ser de gran utilidad para comprobar la robustez de los resultados obtenidos en el panel A del cuadro 5.

El panel B del cuadro 5 muestra los resultados de la regresión del modelo de Fama-French para las carteras de calendario. 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. El intercepto del modelo de Fama-French, α_p , que mide la rentabilidad anormal media mensual de la cartera de calendario, es negativo y significativo con un p-valor del 3 por 100. Teniendo en cuenta como se ha construido la cartera de calendario, su rentabilidad mide la rentabilidad de las empresas afectadas por una ampliación de capital en los treinta y seis meses siguientes. Por tanto, los resultados indican que la rentabilidad anormal media mensual de las empresas que amplían capital es negativa y estadísticamente significativa en los tres años posteriores al citado evento, lo cual es consistente con las rentabilidades anormales compuestas que se mostraban en el panel A, y en el primer capítulo del presente trabajo.

5.2. EARNINGS MANAGEMENT VS. RENTABILIDAD POSTERIOR A LA EMISIÓN

En este apartado se trata de analizar si el bajo rendimiento de las acciones tras las ampliaciones de capital puede ser explicado por la manipulación de beneficios ejercida en los períodos previos. Con esta idea, en primer lugar se examina la relación entre las rentabilidades anormales compuestas y el cambio en los beneficios que sigue a la ampliación regresando la siguiente ecuación:

$$ACoR_{i[1:\tau]} = \beta_0 + \beta_1 \Delta EBXI_{i,\tau} + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 BTM_i + \mu_i \quad (15)$$

donde $ACoR_{i[1:\tau]}$ es la rentabilidad anormal compuesta de la compañía i en el período τ , siendo τ un año, dos años y tres años tras la ampliación de capital. $\Delta EBXI_{i,\tau}$ es el cambio en los beneficios de las actividades ordinarias de la empresa i en el período τ y constituye la variable de interés para analizar su potencial explicativo sobre las rentabilidades de los títulos. Adicionalmente, se incluyen como variables de control el tamaño de las empresas y el ratio book to market, dado su poder explicativo en la sección cruzada de rentabilidades⁴⁵.

Si la caída en los precios de las acciones que sigue a las ampliaciones de capital es debida a la corrección gradual de las expectativas del mercado conforme van revirtiendo los beneficios, se debería detectar una relación positiva entre las rentabilidades ajustadas post-ampliación y el cambio en los beneficios. En el panel A del cuadro 6 se muestran las estimaciones de los coeficientes de esta primera regresión así como sus p-valores entre paréntesis. La ausencia de información contable en algunos años implica la reducción de la muestra de evento. La regresión se estima para cada horizonte temporal con el número de eventos, N , para los que se dispone de toda la información requerida para el cálculo de las variables implicadas.

⁴⁵ El tamaño de las empresas se mide a través de su capitalización bursátil en millones de euros y el ratio book to market a través del cociente entre el valor en libros de las acciones respecto de su capitalización. Ambas variables se calculan para cada empresa al inicio del año de la ampliación de capital.

Para un horizonte temporal de un año tras la ampliación, el coeficiente de la variación de beneficios es de 2.017, con un p-valor del 3,6 por 100. De este modo, *ceteris paribus*, una caída en los beneficios implica una caída media en la rentabilidad anormal compuesta de más del doble. Si nos centramos en las rentabilidades ajustadas durante los dos años posteriores a la ampliación, el coeficiente de $\Delta EBXI$ es también positivo y significativo con una magnitud algo superior (2.305) y un p-valor inferior al 1 por 100. Por tanto, los resultados para un horizonte de dos años post-ampliación confirman la positiva relación entre el declive en beneficios y la caída de rentabilidades de las acciones. Finalmente, analizando el horizonte temporal de tres años tras la ampliación, los resultados también son consistentes con esta relación positiva, aunque de manera menos pronunciada. En concreto, los resultados son estadísticamente significativos al 10 por 100.

En general, los resultados de la regresión (15) indican que hay una relación significativa entre el pobre rendimiento de las acciones tras las ampliaciones de capital y la caída en beneficios en los años siguientes a la operación, lo cual es consistente con la hipótesis de que los inversores van corrigiendo sus expectativas conforme se va produciendo la reversión en beneficios.

Cuadro 6

RELACIÓN ENTRE RENTABILIDADES POST-AMPLIACIÓN Y CAMBIOS EN BENEFICIOS

En el panel A de este cuadro se ilustran los resultados del análisis de regresión para estudiar la relación entre la caída en rentabilidad y la caída en beneficios con posterioridad a la ampliación. La variable dependiente es la rentabilidad anormal compuesta, ACoR, para el período de uno, dos y tres años siguientes a la ampliación. La variable independiente, $\Delta EBXI$, es el cambio en el beneficio para el período de análisis considerado. Se incluyen también como variables explicativas de control el tamaño de la empresa, SIZE, y su ratio BTM. En el panel B, la variable explicativa $\Delta EBXI$ se descompone en: cambio en flujos de caja generados por las operaciones, ΔCCF , y cambio en ajustes por devengo de circulante, ΔADC .

Variable dependiente	ACoR un año	ACoR dos años	ACoR tres años
<i>Panel A. Regresión de ACoR sobre el cambio en beneficios</i>			
INTERCEPTO	-0,207 (0,009)	-0,312 (0,002)	-0,204 (0,128)
$\Delta EBXI$	2,017 (0,036)	2,305 (0,005)	1,552 (0,088)
SIZE	1,97E-5 (0,155)	6,06E-5 (0,001)	4,44E-5 (0,057)
BTM	0,075 (0,236)	0,060 (0,449)	-0,123 (0,247)
N	54	52	48
R ²	0,149	0,298	0,146
R ² ajust.	0,098	0,254	0,088
<i>Panel B. Regresión de ACoR sobre el cambio en flujo de caja y ajustes por devengo</i>			
INTERCEPTO	-0,194 (0,015)	-0,294 (0,004)	-0,149 (0,284)
ΔCCF	2,061 (0,032)	2,363 (0,004)	1,537 (0,090)
ΔADC	2,316 (0,021)	2,636 (0,003)	1,930 (0,045)
SIZE	2,03E-5 (0,141)	6,03E-5 (0,001)	4,42E-5 (0,056)
BTM	0,073 (0,250)	0,054 (0,493)	-0,154 (0,160)
N	54	52	48
R ²	0,169	0,319	0,175
R ² ajust.	0,102	0,261	0,098

Los beneficios de las actividades ordinarias se pueden descomponer en el flujo de caja generado por las operaciones y los ajustes por devengo, que son aquellos ajustes contables que no implican movimiento de tesorería. En base a dicha descomposición, el paso a seguir consiste en la estimación de la siguiente regresión:

$$ACoR_{i[1:\tau]} = \beta_0 + \underbrace{\beta_1 \Delta CF_{i,\tau} + \beta_2 \Delta ADC_{i,\tau} + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 BTM_i}_{\Delta EBXI_{i,\tau}} + \mu_i \quad (16)$$

donde $\Delta CF_{i,\tau}$ y $\Delta ADC_{i,\tau}$ son los cambios en el flujo de caja y en los ajustes por devengo para la empresa i en el período τ , respectivamente.

En el panel B del cuadro 6 se muestran los resultados de la regresión (16). Para el período de un año tras la ampliación de capital, los coeficientes del flujo de caja y los ajustes por devengo son positivos y significativos a un nivel del 5 por 100. Por tanto, parece que el retroceso en las rentabilidades durante el año siguiente a la ampliación no sólo viene explicado por los cambios en los flujos de caja, sino también por la caída en los ajustes por devengo contables. En relación con las rentabilidades anormales durante los dos años siguientes a las ampliaciones de capital, esta relación positiva entre las rentabilidades ajustadas y el cambio en los ajustes por devengo contables es incluso más pronunciada, con un coeficiente de 2.636 significativo a un tamaño nominal de contraste del 1 por 100. Finalmente, cuando el horizonte de análisis se amplía hasta los tres años post-ampliación, los resultados confirman de nuevo la relación positiva entre la caída en rentabilidades y el declive en los ajustes por devengo con un nivel de significatividad del 5 por 100. Por tanto, se puede concluir que las rentabilidades anormales negativas observadas en los años siguientes a las ampliaciones de capital son debidas, al menos en parte, a la reversión en los ajustes por devengo.

Tal y como se explicaba anteriormente, los ajustes por devengo se pueden descomponer en su componente normal y su componente anormal o discrecional, que puede ser empleado como proxy de manipulación contable. Dado que el principal objetivo del estudio consiste en analizar si la sobrevaloración de las acciones involucradas en las ampliaciones de capital y su negativa evolución posterior en el mercado es debida a manipulaciones contables previas, el máximo interés se centra en investigar si las rentabilidades anormales negativas se pueden predecir con la reversión en la parte de los ajustes por devengo manipulados (componente anormal).

Con este objetivo, se descompone la variable explicativa de ajustes por devengo de la ecuación (16) en sus componentes normal y anormal. Para llevar a cabo dicha descomposición, se emplean los procedimientos de estimación descritos en el apartado segundo del presente capítulo; en primer lugar, el modelo de Jones modificado propuesto por Dechow, Sloan y Sweeney (1995) y en segundo lugar, el modelo desarrollado por Poveda (2003). De este modo, se estima la siguiente regresión:

$$ACoR_{i[1:\tau]} = \beta_0 + \beta_1 \Delta CF_{i,\tau} + \underbrace{\beta_2 \Delta AADC_{i,\tau} + \beta_3 \Delta NADC_{i,\tau}}_{\Delta EBXI_{i,\tau}} + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 BTM_i + \mu_i \quad (17)$$

donde $\Delta AADC_{i,\tau}$ es el cambio en los ajustes por devengo anormales y $DNADC_{i,\tau}$ es la variación en el componente normal de los ajustes por devengo, para la empresa i en el período τ , respectivamente.

Tal y como se ha comentado anteriormente, el componente anormal de los ajustes por devengo es la variable explicativa clave en nuestro análisis dado que constituye un proxy de la manipulación contable ejercida sobre el beneficio publicado por las compañías. Si el mercado es capaz de interpretar debidamente las implicaciones de este componente anormal de los ajustes por devengo, el coeficiente de la variable $\Delta AADC_{i,\tau}$ deberá ser nulo. Sin embargo, si los inversores no evalúan adecuadamente la existencia de este componente discrecional del beneficio que publican las compañías y consideran todo aumento de beneficios como el reflejo de buenas expectativas, sobrevalorarán las acciones de las empresas que programan ampliar capital y, posteriormente, conforme vayan revirtiendo los ajustes por devengo discretionales en el período posterior a la ampliación, se irá corrigiendo dicha sobrevaloración. Por tanto, de acuerdo con este planteamiento, se analiza la existencia de una relación positiva entre el componente anormal del beneficio contable y el declive en las rentabilidades anormales registrado por las acciones de empresas involucradas en ampliaciones de capital. Debe tenerse en cuenta que esta hipótesis de earnings management no predice ninguna relación entre la caída de rentabilidades y el componente normal de los ajustes por devengo ya que éstos dependen de las condiciones económicas en las que se desenvuelva la empresa y están fuera del control de la discrecionalidad de los directivos.

El cuadro 7 muestra los resultados de la regresión (17) con los cuatro modelos alternativos empleados para la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo. La ausencia de información necesaria para el cálculo de las variables implicadas en la citada regresión implica la reducción de la muestra analizada. En concreto, se regresa cada ecuación con el número de eventos, N , con suficiente información para estimar los ajustes por devengo anormales en cada caso. Si nos centramos en los resultados obtenidos en el período de un año tras la ampliación, el coeficiente del cambio en los ajustes por devengo anormales ($\Delta AADC$) es positivo y estadísticamente significativo para cualquiera de los procedimientos empleados para la estimación de dicha variable. En particular, el valor de este coeficiente se sitúa en torno a 2.6, confirmando que la reversión del componente anormal del resultado implica un retroceso en las rentabilidades anormales de más del doble.

Los resultados cuando analizamos un horizonte temporal de dos años tras la ampliación de capital son también consistentes con la relación positiva entre reversión en el componente anormal de los ajustes por devengo y el bajo rendimiento de las acciones en el mercado. De hecho, y de manera similar a las regresiones anteriores del cuadro 6, esta relación positiva es incluso más pronunciada cuando se centra la atención en el período de los dos años posteriores al evento. En este caso, el coeficiente de $\Delta AADC$ está en torno 3.3, dependiendo del modelo empleado para la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo, y es estadísticamente significativo al 5 por 100.

Finalmente, para los tres años siguientes a la ampliación, la relación entre la reversión en los ajustes por devengo anormales y las rentabilidades ajustadas es débil. Aunque el coeficiente del componente anormal de los ajustes por devengo es positivo para tres de los cuatro modelos de estimación empleados, carece de significatividad estadística.

Cuadro 7

RELACIÓN DE LAS RENTABILIDADES POST-AMPLIACIÓN CON LOS AJUSTES POR DEVENGOS ANORMALES

Se recoge en este cuadro el análisis de regresión para analizar la relación entre las rentabilidades post-oferta y los ajustes por devengo anormales previos, $\Delta AADC$. Para la estimación de estos ajustes se han empleado el modelo de Jones modificado y el modelo de Poveda en sección cruzada y con datos de panel, respectivamente.

Variable dependiente	ACoR un año	ACoR dos años	ACoR tres años
<i>Panel A. Modelo de Jones modificado en sección cruzada</i>			
INTERCEPTO	-0,242 (0,039)	-0,245 (0,131)	-0,080 (0,775)
ΔCF	1,992 (0,087)	3,100 (0,029)	0,366 (0,885)
ΔAADC	2,593 (0,036)	3,735 (0,018)	1,267 (0,671)
ΔNADC	2,181 (0,123)	2,613 (0,124)	0,754 (0,778)
SIZE	1,54E-5 (0,295)	6,22E-5 (0,004)	3,90E-5 (0,222)
BTM	0,133 (0,199)	-0,015 (0,911)	-0,259 (0,292)
N	29	28	26
R ²	0,339	0,445	0,173
R ² ajust.	0,196	0,318	-0,033
<i>Panel B. Modelo de Jones modificado con datos de panel</i>			
INTERCEPTO	-0,254 (0,015)	-0,353 (0,013)	-0,266 (0,198)
ΔCF	2,085 (0,068)	2,773 (0,038)	-1,729 (0,449)
ΔAADC	2,565 (0,039)	3,225 (0,036)	-1,533 (0,560)
ΔNADC	1,909 (0,123)	2,491 (0,109)	-0,382 (0,862)
SIZE	1,58E-5 (0,301)	6,47E-5 (0,003)	3,37E-5 (0,256)
BTM	0,088 (0,299)	0,071 (0,532)	-0,037 (0,835)
N	36	36	34
R ²	0,227	0,344	0,138
R ² ajust.	0,098	0,235	-0,016
<i>Panel C. Modelo de Poveda en sección cruzada</i>			
INTERCEPTO	-0,254 (0,033)	-0,305 (0,065)	-0,168 (0,485)
ΔCF	2,233 (0,052)	3,827 (0,012)	0,680 (0,758)
ΔAADC	2,869 (0,028)	3,398 (0,028)	0,182 (0,940)
ΔNADC	2,715 (0,040)	4,781 (0,009)	2,558 (0,325)
SIZE	1,45E-5 (0,329)	6,52E-5 (0,002)	3,97E-5 (0,168)
BTM	0,158 (0,118)	0,034 (0,795)	-0,183 (0,365)
N	29	28	26
R ²	0,321	0,458	0,321
R ² ajust.	0,173	0,334	0,152
<i>Panel D. Modelo de Poveda con datos de panel</i>			
INTERCEPTO	-0,239 (0,023)	-0,351 (0,011)	-0,205 (0,288)
ΔCF	1,709 (0,160)	3,175 (0,021)	0,513 (0,789)
ΔAADC	2,295 (0,063)	3,005 (0,041)	0,216 (0,916)
ΔNADC	1,846 (0,200)	4,003 (0,017)	2,579 (0,283)
SIZE	1,29E-5 (0,403)	6,47E-5 (0,002)	4,22E-5 (0,125)
BTM	0,107 (0,210)	0,097 (0,385)	-0,089 (0,575)
N	36	36	34
R ²	0,197	0,370	0,243
R ² ajust.	0,063	0,265	0,107

Por tanto, los resultados apuntan que la manipulación de beneficios ejercida con anterioridad a la ampliación de capital explica parte de la baja evolución de rentabilidades en los años siguiente y posterior a la operación, pero pierde poder explicativo en un horizonte temporal de tres años. No obstante, estos resultados deben ser interpretados con cautela debido a la reducción del tamaño de la muestra conforme se alarga el horizonte temporal. De hecho, en el panel B del cuadro 6, cuando se estima la regresión (16) con una muestra mayor, se observa como los ajustes por devengo totales son estadísticamente significativos a la hora de explicar las rentabilidades en los tres años posteriores a la ampliación. Por otro lado, no debemos olvidar que el análisis se centra en los ajustes por devengo de circulante y cualquier manipulación implementada por los directivos sobre dichas variables debería revertir a corto plazo.

De manera alternativa a estas regresiones en tiempo de evento, se puede analizar la relación entre las posibles manipulaciones sobre beneficios previas a la ampliación de capital con las rentabilidades del período posterior en base a la metodología de las carteras en tiempo de calendario. Tal y como explicamos en el apartado anterior, este procedimiento analiza la rentabilidad en los tres años posteriores a las ampliaciones examinando los resultados de la estrategia consistente en mantener una cartera compuesta en cada mes de calendario por las acciones de empresas que hayan ampliado capital en los últimos treinta y seis meses.

En el panel B del cuadro 5 se mostraba que la rentabilidad anormal media mensual de la cartera de calendario es negativa y estadísticamente significativa. Ahora la idea es detectar si hay alguna relación entre la manipulación de beneficios y las rentabilidades anormales medias mensuales que se derivaban de la estimación del modelo Fama-French. Para ello, se descompone la muestra de evento en tres submuestras en función del cambio en los ajustes por devengo anormales en los tres años posteriores a la ampliación de capital. Posteriormente, con cada submuestra se aplica el procedimiento de carteras en tiempo de calendario. Si la manipulación de beneficios explica la existencia de rentabilidades anormales negativas, cabría esperar que la submuestra compuesta por aquellas empresas que sufren una mayor reversión en los ajustes por devengo anormales tras la ampliación, experimente rentabilidades anormales más negativas.

El cuadro 8 presenta los resultados del análisis en tiempo de calendario por terciles. Se emplean los cuatro modelos alternativos que se presentaban en el apartado segundo para estimar el componente anormal de los ajustes por devengo. En el panel A del cuadro 8 se muestran los resultados cuando dicha estimación se realiza en base al modelo de Jones modificado en sección cruzada. El primer tercilio está compuesto por las empresas que amplían capital con mayor declive en los ajustes por devengo anormales en los tres años posteriores. En particular, la rentabilidad anormal media mensual de la cartera de calendario para este tercilio es de $-1,59$ por 100, estadísticamente significativa con un p-valor de 4,9 por 100. En relación al segundo y tercer tercilio, la rentabilidad anormal media mensual es también negativa, pero carece de significatividad estadística. Por tanto, los resultados del panel A señalan que el declive en los ajustes por devengo anormales explica, al menos en parte, la caída de rentabilidades post-ampliación. Cuando se aplica el modelo de Jones con datos de panel los resultados, mostrados en el panel B, son cualitativamente similares. Para el primer tercilio, el intercepto del modelo de Fama-French es negativo y estadísticamente significativo con un p-valor de 5,3 por 100, mientras que para el segundo y tercer tercilio el alfa se mantiene negativo pero no significativo.

Seguidamente, en el panel C, se repite el análisis empleando el modelo de Poveda en sección cruzada para la estimación de los ajustes por devengo anormales. La rentabilidad anormal media mensual para el primer tercilio es de $-1,84$ por 100 con un p-valor muy bajo, del 0,3 por 100. En relación al segun-

do y tercer tercil, el alfa del modelo de Fama-French es negativo pero no estadísticamente significativo. Por tanto, los resultados son robustos ante diferentes procedimientos para la estimación del componente de manipulación contable y confirman que dichas prácticas provocan parte de las rentabilidades anormales negativas que se registran tras las ampliaciones de capital. Finalmente, el panel D muestra los resultados cuando el modelo de Poveda se estima con datos de panel. De nuevo, la rentabilidad anormal media mensual para el primer tercil es negativa y altamente significativa, siendo negativa pero no significativa para el segundo y tercer tercil.

En resumen, los resultados de este apartado muestran que las rentabilidades anormales a largo plazo que siguen a la decisión de ampliar capital son explicadas, al menos en parte, por la reversión de las prácticas contables implementadas con anterioridad para elevar los beneficios publicados previos a la oferta de acciones.

Cuadro 8

**RENTABILIDAD ANORMAL MEDIA MENSUAL
EN TIEMPO DE CALENDARIO**

En este cuadro se recoge la relación entre la rentabilidad anormal media mensual de las empresas emisoras y la reversión en los ajustes por devengo anormales. Para ello, se forman terciles en base a esta reversión y se aplica la regresión en tiempo de calendario a cada tercil.

	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
<i>Panel A. Modelo de Jones modificado en sección cruzada</i>			
$\hat{\alpha}_p$ modelo FF	-1,59%	-0,70%	-0,60%
Estadístico t	-1,972	-1,145	-1,198
p-valor	(0,049)	(0,252)	(0,231)
<i>Panel B. Modelo de Jones modificado con datos de panel</i>			
$\hat{\alpha}_p$ modelo FF	-0,83%	-0,52%	-0,60%
Estadístico t	-1,937	-0,923	-1,223
p-valor	(0,053)	(0,356)	(0,221)
<i>Panel C. Modelo de Poveda en sección cruzada</i>			
$\hat{\alpha}_p$ modelo FF	-1,84%	-0,36%	-0,46%
Estadístico t	-2,979	-0,727	-0,930
p-valor	(0,003)	(0,467)	(0,353)
<i>Panel D. Modelo de Poveda con datos de panel</i>			
$\hat{\alpha}_p$ modelo FF	-1,19%	-0,41%	-0,21%
Estadístico t	-2,061	-0,763	-0,502
p-valor	(0,039)	(0,445)	(0,616)

6. CONCLUSIONES

Una de las anomalías más importantes que se han observado en los mercados financieros es el bajo rendimiento de las acciones en los períodos posteriores a las ampliaciones de capital. Concretamente, para las ampliaciones de capital con derechos de suscripción en el mercado español, detectamos rentabilidades anormales negativas en el período de los tres años siguientes al evento. En el presente capítulo, se analiza si las empresas involucradas en ampliaciones de capital en España, manipulan sus beneficios con el objetivo de influenciar las percepciones del mercado sobre el valor de la compañía en torno a la oferta de acciones. Así, se examina si los ajustes por devengo discretionales se emplean para potenciar los beneficios publicados antes de la ampliación y si dichas prácticas de manipulación están relacionadas con las posteriores rentabilidades anormales negativas.

A pesar de que en las emisiones con derechos los incentivos a la manipulación de beneficios son presumiblemente menores, observamos que los ajustes por devengo anormales crecen antes de producirse la ampliación de capital presentando su máximo valor en el año de la oferta y revirtiendo a la baja en los años siguientes. Esta pauta de comportamiento en los ajustes por devengo anormales se mantiene cuando ajustamos las empresas de evento con empresas de control o medianas sectoriales. Adicionalmente, dichos resultados son consistentes ante el empleo de diferentes metodologías para la estimación del componente de manipulación de beneficios, verificando que los resultados no se deben a la especificación concreta de cada modelo.

Seguidamente, se trata de investigar si dichas prácticas contables explican el bajo rendimiento posterior de las acciones. Concretamente, se detecta una relación significativamente positiva entre la reversión en el componente anormal de los ajustes por devengo y las rentabilidades anormales durante los años siguientes a las ampliaciones de capital. Adicionalmente, estos resultados no sólo son robustos ante los cuatro modelos de estimación de los ajustes por devengo anormales, sino también a los dos procedimientos para medir las rentabilidades anormales post-ampliación, tiempo de evento y tiempo de calendario.

Por tanto, los resultados del presente capítulo parecen confirmar el argumento de que los directivos hacen uso de la discrecionalidad contable para «inflar» los beneficios previos a las ampliaciones de capital. Adicionalmente, parece que los inversores no son capaces de deshacer dichas manipulaciones sobrevalorando a las empresas emisoras. Cuando dichos ajustes contables revierten en períodos posteriores y los altos beneficios publicados antes de la ampliación no se mantienen, entonces el mercado revisa la valoración de las acciones a la baja provocando la caída de rentabilidades observada.

REFERENCIAS

- BARBER, B. M., y LYON, J. D. (1997), «Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Tests Statistics», *Journal of Financial Economics*, 43, 341-472.
- BRAV, A.; GECZY, C., y GOMPERS, P. (2000), «Is the Abnormal Return Following Equity Issuances Anomalous?», *Journal of Financial Economics*, 56, 201-249.
- CAI, J. (1998), «The Long-Run Performance Following Japanese Rights Issues», *Applied Financial Economics*, 8, 419-434.
- CHING, K.; FIRTH, M., y RUI, O. (2002), «Earnings Management, Corporate Governance and the Market Performance of Seasoned Equity Offerings», *Working Paper*, Hong Kong Polytechnic University.

-
- DECHOW, P. M.; SLOAN, R. G., y SWEENEY, P. (1995), «Detecting Earnings Management», *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- FAMA, E. (1998), «Market Efficiency, Long-Run Returns and Behavioural Finance», *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- FAMA, E. F., y FRENCH, K. R. (1993), «Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds», *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- HERON, R. A., y LIE, E. (2004), «A Comparison of the Motivations for and the Information Content of Different Types of Equity Offerings», *Journal of Business*, 77, 3, 605-632.
- JEANNERET, P. (2000), «Use of the Proceeds and Long-Term Performance of French SEO Firms», *European Financial Management Association Congress (EFMA)*, Athens.
- JEGADEESH, N. (2000), «Long-Term Performance of Seasoned Equity Offerings: Benchmark Errors and Biases in Expectations», *Financial Management*, 29, 5-30.
- JOHNSON, N. J. (1978), «Modified t Tests and Confidence Intervals for Asymmetrical Populations», *Journal of the American Statistical Association*, 73, 536-544.
- JONES, J. (1991), «Earnings Management During Import Relief Investigations», *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228
- KANG, J. K.; KIM, Y. C., y STULZ, R. M. (1999), «The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle: Evidence From Japan», *The Review of Financial Studies*, 12, 519-534.
- KOTHARI, S. P., y WARNER, J. B. (1997), «Measuring Long-Horizon Security Price Performance», *Journal of Financial Economics*, 43, 301-339.
- LEE, I. (1997), «Do Firms Knowingly Sell Overvalued Equity?», *Journal of Finance*, 52, 1439-1466.
- LOUGHAN, T., y RITTER, J. R. (1995), «The New Issues Puzzle», *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- (1997), «The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings», *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
- (2000), «Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency», *Journal of Financial Economics*, 55, 361-389.
- LYON J. D.; BARBER, B. M., y TSAI, C. (1999), «Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns», *Journal of Finance*, 54, 165-201.
- MITCHELL, M. L., y STAFFORD, E. (2000), «Managerial decisions and Long-Term Stock Price Performance», *Journal of Business*, 73, 287-329.
- POVEDA, F. (2003), «Nuevo Enfoque en la Estimación de los Ajustes por Devengo Anormales: Un Modelo Desagregado», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. WP-EC 2003-22*.
- RANGAN, S. (1998), «Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 50, 101-122.
- SHIVAKUMAR, L. (2000), «Do Firms Mislead Investors by Overstating Earnings before Seasoned Equity Offerings?», *Journal of Accounting and Economics*, 29, 339-371.
- SPIESS, D. K., y AFFLECK-GRAVES, J. (1995), «Underperformance in Long-Run Stock Returns Following Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 38, 243-267.
- STEHLE, R.; EHRHARDT, O., y PRZYBOROWSKY, R. (2000), «Long-Run Stock of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues», *European Financial Management*, 6, 173-196.
- TEOH, S.; WELCH, I., y WONG, T. J. (1998), «Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, 50, 63-99.
- Zhou, J., y Elder, R. (2003), «Audit Quality and Earnings Management by Seasoned Equity Offering Firms. Working Paper, School of Management, Binghamton University.

CONCLUSIONES

Uno de los dilemas de la literatura financiera moderna son las rentabilidades anormales negativas observadas los años siguientes a la decisión de ampliar capital. Si el mercado es eficiente debería reaccionar de manera rápida, completa e insegada a las noticias con contenido informativo no anticipado, en este caso el anuncio de ampliación de capital, y no cabría esperar rentabilidades extraordinarias con posterioridad. La explicación a este comportamiento anómalo detectado en diferentes mercados ha sido objeto de un debate considerable y se ha convertido en el objetivo de numerosas investigaciones.

En el mercado español, la evidencia empírica previa pone de manifiesto rentabilidades anormales significativamente negativas ante la noticia de un aumento de capital, sin embargo, según nuestro conocimiento, no existían estudios previos sobre el efecto de esta decisión financiera en el largo plazo. Con el ánimo de comprobar si la evolución a largo plazo de las empresas que amplían capital en España seguía el patrón observado en otros mercados, así como indagar en las razones que podrían justificar este comportamiento anómalo se inició el presente trabajo de investigación.

En el primer capítulo se analiza la completitud de la respuesta de los inversores ante la decisión de ampliar capital, examinando la posible existencia de tendencias anormales en un período de tres años posterior al anuncio. Para el cómputo y contraste de las rentabilidades anormales se emplean procedimientos alternativos a fin de comprobar la robustez de las conclusiones, todos ellos tendentes a minimizar los problemas característicos de los estudios de eventos a largo plazo. Además, en este análisis se presta especial atención a la posibilidad de que los resultados puedan venir inducidos por posibles cambios en el nivel de riesgo de los títulos.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que en los años siguientes a la ampliación de capital las empresas experimentan una peor evolución en los precios de la que habrían tenido en caso contrario. El rigor en la metodología para el cálculo y contraste de las rentabilidades anormales, unido a la robustez de los resultados en los diferentes análisis planteados, sugiere que las rentabilidades anormales no son consecuencia de los sesgos estadísticos documentados para los estudios de eventos a largo plazo. Adicionalmente, el empeoramiento en la rentabilidad los años siguientes a la emisión no parece deberse a variaciones en el riesgo de las empresas emisoras.

El capítulo primero se completa con el estudio de los resultados operativos en torno a la ampliación, análisis del que tampoco existe evidencia previa en nuestro mercado. Parece detectarse un empeoramiento en los flujos de caja generados por los activos de la empresa desde el año previo a la emisión al segundo año siguiente a la ampliación. Además, esta caída en resultados operativos es tanto más acusada cuanto mayor es el exceso de recursos disponibles por parte de la dirección.

Así, los resultados obtenidos en este primer capítulo serían consistentes con la idea de que los inversores son demasiado optimistas sobre las oportunidades de inversión de las empresas que amplían capital, siendo las rentabilidades anormalmente bajas en los años siguientes a la emisión el resultado de una corrección gradual del exceso de optimismo. Además, la caída en los flujos de caja generados por los activos de la empresa parece confirmar que, con posterioridad a la ampliación, las inversiones realizadas no son tan buenas como los inversores esperaban. Es más, cuanto mayor es el exceso de fondos en manos de gestores peores parecen ser los proyectos en los que invierten. Con todo ello, se podría concluir que o bien los gestores también son demasiado optimistas o bien se aprovechan del excesivo optimismo de los inversores para dar prioridad al objetivo crecimiento en lugar de maximizar valor.

Llegado este punto, consideramos necesario un esfuerzo investigador adicional acerca de la validez de este argumento del optimismo como explicación a las rentabilidades anormales posteriores a las ampliaciones de capital. Por ello, el objetivo del segundo capítulo ha sido contrastar la hipótesis de expectativas excesivamente favorables para el mercado español. Con este análisis extendemos la literatura previa al comprobar por primera vez la validez del argumento del optimismo para ampliaciones realizadas con derechos de suscripción preferente. Además, y a la vista de que la evidencia previa sobre la hipótesis de optimismo en otros mercados no es concluyente, se han incluido procedimientos alternativos de contraste con el objeto de aclarar si el excesivo optimismo puede explicar la anomalía en torno a las ampliaciones de capital.

En concreto, para contrastar la hipótesis de optimismo, en primer lugar nos planteamos examinar los pronósticos, tanto a corto como a largo plazo, realizados por los analistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras. La idea que subyace en este análisis es que si se detecta que las predicciones de los analistas son inusualmente favorables, esto aportaría evidencia a favor del argumento del excesivo optimismo del mercado es sus expectativas acerca de las empresas que amplían capital.

No obstante, debemos tener en cuenta que la evidencia previa ha puesto de manifiesto que los analistas son en general optimistas en sus predicciones. Por ello, de lo que se trata es de comprobar si el sesgo optimista en los pronósticos para las compañías emisoras es mayor al sesgo habitualmente cometido por los analistas cuando realizan sus predicciones de beneficios. Con esta idea, comparamos las predicciones sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras con los pronósticos para grupos de control formados por empresas que no han adoptado esta decisión. Este análisis se realiza en diferentes fechas en torno a la ampliación y para diferentes horizontes temporales de predicción.

Lo que observamos es que las predicciones sobre los beneficios futuros de las compañías que amplían capital están sujetas a un sesgo optimista significativamente mayor. Seguidamente, nos preguntamos si existe una relación entre el exceso de optimismo y las rentabilidades anormales detectadas los años siguientes a la ampliación. Los resultados de este análisis indican que la evolución desfavorable en la rentabilidad post-oferta es más pronunciada cuanto mayor es el sesgo optimista de los analistas. Así, la evidencia obtenida parece apoyar el argumento de que la evolución desfavorable en la rentabilidad post-oferta es el reflejo de la corrección gradual de expectativas excesivamente optimistas.

Completamos el capítulo dos realizando un contraste adicional de la hipótesis del excesivo optimismo. Concretamente, examinamos la respuesta del mercado a los anuncios de beneficios siguientes a la decisión de ampliar capital. Si los inversores son demasiado optimistas en sus expectativas acerca de las empresas que amplían capital, es de esperar que reaccionen negativamente ante la publicación de los beneficios reales de las sociedades emisoras con posterioridad a la ampliación, ya que estos beneficios

serán menores de los que esperaban. Los resultados obtenidos son consistentes con esta idea, detectando una sorpresa significativamente negativa ante los cuatro anuncios de beneficios siguientes a la ampliación de capital. De esta forma, los resultados del segundo capítulo parecen confirmar que los inversores son demasiado optimistas sobre los beneficios futuros de las empresas emisoras, desengañándose en el período posterior a la ampliación cuando los beneficios son menores a lo que esperaban.

La siguiente cuestión que nos planteamos es por qué los inversores son demasiado optimistas. Es decir, es posible que las empresas que deciden ampliar capital manipulen de alguna manera la información que llega al mercado originando el exceso de optimismo. Así, en el capítulo tres, analizamos por primera vez para el mercado español si las empresas involucradas en ampliaciones de capital en España, realizan manipulaciones alcistas en sus beneficios con el objetivo de influenciar las percepciones del mercado sobre el valor de la compañía en torno a la oferta de acciones.

A pesar de que en nuestro mercado las ampliaciones se realizan con derechos de suscripción preferente y, como se ha explicado previamente, esto nos lleva a pensar que los incentivos de los gestores a manipular sean menores que en las ventas en firme; a la vista del excesivo optimismo detectado tanto en analistas como en inversores, creemos oportuno analizar si este tipo de prácticas contables se están llevando a cabo en torno a las ampliaciones de capital en el mercado español.

Para medir la manipulación de beneficios se utilizan los ajustes por devengo anormales. Estos han sido estimados empleando el modelo de Jones (1991) modificado, pero además, extendemos la literatura existente hasta el momento incluyendo el modelo recientemente desarrollado por Poveda (2003). Este último modelo desagrega la estimación de los ajustes por devengo discrecionales en sus componentes, mejorando la especificación y potencia de los tests.

La pauta detectada para estos ajustes por devengo anormales, independientemente del modelo que se utilice para su estimación, es un crecimiento previo a la ampliación de capital hasta alcanzar un máximo en el año de la oferta, revirtiendo a la baja en los años siguientes a la ampliación. Estos resultados sugieren la existencia de prácticas de manipulación al alza en los resultados contables cuando la empresa decide ampliar capital.

Seguidamente, se ha tratado de analizar si la reversión en dichas prácticas es, total o parcialmente, causante de las rentabilidades anormales negativas que se observan los años siguientes a la emisión. En este contexto, se detecta una relación significativamente positiva entre la reversión en el componente anormal de los ajustes por devengo y las rentabilidades anormales durante los años siguientes a la ampliación de capital. Esta evidencia implica que el bajo rendimiento de las acciones los años siguientes a la emisión 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 ampliación.

Con todo ello, consideramos que con este trabajo de investigación contribuimos en cierta medida a aclarar el arduo debate que en los últimos años ha generado la anomalía de las ampliaciones de capital. A la vista de los resultados globales de este estudio, parece que las rentabilidades anormales observadas los años siguientes a las emisiones de acciones se deben a algo más que a problemas en el cálculo y contraste de los rendimientos en períodos largos de tiempo. Se detecta que los inversores son demasiado optimistas en sus expectativas acerca de las empresas que amplían capital debido, al menos en parte, a que los directivos realizan manipulaciones alcistas en los resultados contables publicados.

Estas conclusiones no sólo son relevantes para la comunidad académica, sino también para los usuarios de la información contable para que tomen en consideración la posible presencia de alteraciones sobre ciertos componentes del beneficio a la hora de tomar sus decisiones. Adicionalmente, desde el punto de vista de los reguladores de los mercados, se debería vigilar con mayor precisión y eficacia la posible manipulación de beneficios en torno a las ampliaciones de capital para garantizar así una eficiente aplicación de recursos.

Pedidos e información:

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

Caballero de Gracia, 28
28013 Madrid

Teléfono: 91 596 54 81

Fax: 91 596 57 96

Correo electrónico: suscrip@funcas.es

P.V.P.: € 15 (IVA incluido)

ISBN 84-89116-26-1



9 788489 116269