
Predicciones de los analistas y expectativas optimistas de los inversores en las ampliaciones de capital

María J. PASTOR LLORCA

Dpto. Economía Financiera y Contabilidad
Universidad de Alicante

J. Carlos GÓMEZ SALA

Dpto. Economía Financiera y Contabilidad
Universidad de Alicante

Resumen: La evidencia empírica previa ha documentado que las empresas que amplían capital experimentan rentabilidades anormales negativas en el largo plazo. Una posible explicación es que los inversores tienen expectativas excesivamente optimistas sobre los beneficios futuros de estas compañías, y que la evolución observada se debe a la corrección gradual de este exceso de optimismo. El principal objetivo de este trabajo es contrastar esta hipótesis para las emisiones con derechos de suscripción en el mercado español. Nuestros resultados muestran que las predicciones de los analistas sobre los beneficios futuros de las sociedades emisoras son inusualmente favorables, y que la peor evolución relativa a largo plazo es más pronunciada cuanto más optimistas son las predicciones. En segundo lugar, se estudia la reacción del mercado a los anuncios de beneficios de las compañías emisoras los años siguientes a la oferta, observando una reacción significativamente negativa. En conjunto, la evidencia aportada en este trabajo es consistente con la hipótesis de expectativas excesivamente optimistas sobre las empresas que deciden ampliar capital.

Palabras clave: Finanzas corporativas, ampliaciones de capital, predicciones de beneficios.

Clasificación JEL: G14, G32.

1. INTRODUCCIÓN

Las sociedades cotizadas en el mercado de capitales español utilizan las ampliaciones de capital mediante derechos preferentes de suscripción para obtener de los inversores recursos adicionales con los que financiar operaciones de distinto tipo.

Los autores desean agradecer los comentarios y sugerencias de varios evaluadores anónimos. Expresar también nuestro agradecimiento a Sonia Sanabria (Universidad de Alicante) por facilitarnos algunos de los datos empleados. Este trabajo ha recibido financiación del *Ministerio de Ciencia y Tecnología* (MCYT) a través del proyecto SEJ2005-09372/ECON. Una versión preliminar ha sido publicada como documento de trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

Al igual que en España, en otros muchos países, las ampliaciones con derechos dirigidas a los accionistas existentes son la única modalidad disponible en la práctica para obtener externamente nuevos fondos propios¹. En algunos mercados, sin embargo, las empresas pueden hacerlo también mediante ampliaciones sin derechos preferentes de suscripción apelando abiertamente al público en general.

La investigación empírica se ha centrado fundamentalmente en examinar los efectos de este último tipo de ampliaciones, especialmente en el mercado estadounidense. En los trabajos realizados se han detectado dos tipos de regularidades a largo plazo: una reacción negativa de los precios en un horizonte de tres a cinco años post-ampliación (Loughran y Ritter, 1995, 1997; Spiess y Affleck-Graves, 1995; Lee, 1997 y Jegadeesh, 2000), y un considerable deterioro en los resultados operativos de la empresa en el mismo periodo temporal (Loughran y Ritter, 1997; McLaughlin, Safieddine y Vasudevan, 1996).

Según Loughran y Ritter (1997) y Cai (1998), esta evidencia es acorde con la idea de que los directivos deciden ampliar capital cuando los beneficios empresariales mejoran, aprovechando los momentos en que las acciones están sobrevaloradas (ventanas de oportunidad), independientemente de si necesitan fondos adicionales o no. Alternativamente, otros autores plantean que la sobrevaloración de las acciones de las empresas emisoras podría estar justificada bien por su menor nivel de riesgo o bien por un error de medida (Fama, 1998).

Por otra parte, pese a que es la modalidad dominante en la mayoría de los mercados de capitales desarrollados y emergentes, la investigación sobre ampliaciones de capital con derechos preferentes de suscripción es mucho más reducida. No obstante, los resultados obtenidos son similares a los detectados en las ampliaciones mediante oferta pública, a pesar de las diferencias materiales existentes entre ambos tipos de operaciones de captación de fondos. Los inversores interpretan mayoritariamente las ampliaciones con derechos preferentes como una señal desfavorable. Además, distintos trabajos han comprobado que el mercado no capitaliza completamente este tipo de emisiones alrededor del anuncio, generando rentabilidades a largo plazo anormalmente negativas en el Reino Unido (Levis, 1995), Japón (Cai, 1998, y Kang, Kim y Stulz, 1999), Francia (Jeanneret, 2000), Alemania (Stehle, Ehrhardt y Przyborowsky, 2000) y España (Pastor y Martín, 2004). Asimismo, se ha detectado que también los resultados operativos empeoran tras la emisión con derechos en países como Holanda (Kabir y Roosenboom, 2002) y España (Pastor y Martín, 2004).

Por tanto, las ampliaciones realizadas mediante oferta pública de suscripción y las efectuadas con derechos preferentes, proporcionan al mercado el mismo tipo de información y tienen idénticas consecuencias en el precio de las acciones y los resultados operativos de las empresas. Si, aparentemente, los inversores las consideran operaciones cualitativamente similares, es razonable pensar que sus explicaciones podrían ser las mismas.

En este contexto el objetivo de este trabajo es triple. En primer lugar se examina si las ampliaciones de capital generan rentabilidades anormales negativas a largo plazo. Segundo, se estudia en qué medida la posible sobrevaloración de las acciones se debe a un exceso de opti-

1 La Ley de Sociedades Anónimas de 22 de Diciembre de 1989 vigente en España, permite a las empresas cotizadas suprimir el derecho de sus accionistas a suscribir una ampliación de capital. Sin embargo, las condiciones de supresión son tan estrictas, que ninguna sociedad en el periodo muestral de este estudio hizo uso de esa posibilidad al realizar ampliaciones en efectivo.

mismo de los inversores inducido por las predicciones de beneficios excesivamente favorables de los analistas financieros. En tercer lugar, dadas las limitaciones institucionales existentes a las actividades de arbitraje, se examina si la persistencia temporal de las rentabilidades a largo plazo se puede explicar por la decepción de los inversores ante los sucesivos anuncios de beneficios realizados por las empresas emisoras.

Nuestro trabajo extiende la literatura empírica previa sobre el tema en varias direcciones. Primero, aplicando el argumento de sobreoptimismo para emisiones con derechos de suscripción preferente. Hasta ahora, apoyándose en el modelo de Myers y Majluf (1984), no se había realizado esta extensión por considerar que, en las ampliaciones con derechos, la transferencia de riqueza desde los nuevos accionistas sólo se da en los derechos vendidos por los antiguos propietarios. Sin embargo, en este modelo se supone simplificado que los ejecutivos son agentes perfectos de los accionistas antiguos. Una explicación más plausible es que los ejecutivos persiguen objetivos propios cuando tratan de colocar acciones con precio superior a su valor intrínseco a inversores optimistas, tanto antiguos como nuevos (Loughran y Ritter 1995, 1997; Lee, 1997).

En segundo lugar, completamos la literatura empírica existente sobre ampliaciones con derechos preferentes en nuestro país. Aquí, se ha detectado que este tipo de emisiones generan rentabilidades anormales a largo plazo y erosionan los resultados operativos (Pastor y Martín, 2004), que los directivos actúan puntualmente sobre los beneficios contables contribuyendo a generar sobreoptimismo entre los inversores (Pastor y Poveda, 2005), y que la infrarreacción de los precios puede deberse tanto a que los elevados costes de transacción impiden la explotación de las oportunidades de arbitraje (Farinós, García e Ibáñez, 2003) como a que los directivos interrumpen sus prácticas de manipulación de beneficios. A diferencia de estos trabajos, nosotros analizamos si el optimismo de los inversores y analistas es el causante de la sobrevaloración de las acciones y, dadas las restricciones institucionales existentes, consideramos la posibilidad de que los propios inversores sean capaces de deshacer su optimismo inicial en un proceso paulatino de revisión a la baja de sus expectativas.

En tercer lugar, se ha intentado desarrollar la metodología empírica al uso, empleando diferentes procedimientos de contraste. Concretamente, hemos introducido un análisis multivariante de regresión con datos de panel, que se añade al análisis univariante habitualmente utilizado en este contexto para analizar las posibles diferencias existentes en los errores de predicción de las sociedades emisoras y un grupo de control de empresas no emisoras.

Los resultados obtenidos confirman que las ampliaciones de capital con derechos preferentes realizadas en el mercado de capitales español producen rentabilidades anormales negativas en un periodo posterior de tres años. Se ha constatado también que los analistas financieros realizan predicciones de beneficios a corto y largo plazo mucho más favorables de las empresas emisoras que de las no emisoras, y que este resultado no se puede atribuir al mayor optimismo de los pronósticos realizados para las empresas en pérdidas. Nuestros resultados demuestran también que la caída en la rentabilidad posterior a la oferta está directamente relacionada con el optimismo observado en las predicciones de los analistas. Finalmente, se ha detectado una reacción negativa del mercado a los anuncios de beneficios posteriores a la ampliación de capital, indicativa de que los inversores se ven decepcionados por la publicación de estas noticias. En conjunto, nuestra evidencia es consistente con una explicación basada en la existencia de un sesgo de optimismo entre los inversores acerca de los beneficios futuros de las empresas que lleven a cabo una ampliación de capital mediante derechos preferentes de suscripción.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el segundo epígrafe se resume la teoría y la evidencia empírica previa. En la tercera sección se describe la muestra y las fuentes de datos. En el apartado cuarto se examina la evolución de la rentabilidad a largo plazo para las empresas que amplían capital en el mercado español. En la sección quinta 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 el apartado sexto se analiza la reacción del mercado a los anuncios de beneficios anuales siguientes a la ampliación de capital. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. LITERATURA PREVIA

Como se ha comentado anteriormente, la evidencia empírica previa ha demostrado que la rentabilidad a largo plazo de las compañías que amplían capital, tanto con oferta pública como mediante derechos preferentes de suscripción, es inferior a la obtenida por las empresas que no emiten nuevas acciones para captar recursos propios de los inversores existentes o potenciales.

Una primera explicación sostiene que este fenómeno es consistente con la hipótesis de valoración racional de los activos. Desde esta perspectiva la menor rentabilidad relativa de las empresas emisoras respecto de las no emisoras, vendría dada por las diferencias de riesgo existentes entre ambas clases de acciones (Eckbo, Masulis y Norli, 2000), y la rentabilidad anormal negativa de las ampliaciones detectada en parte de la evidencia, sería producto del problema de error de medida provocado por la aplicación de una metodología empírica incorrecta (Fama, 1998; Brav, Geczy y Gompers, 2000).

La hipótesis de error en las expectativas ofrece una explicación alternativa de las diferencias de rentabilidad a largo plazo entre sociedades emisoras y no emisoras basada en la existencia de sesgos en el comportamiento de los inversores y no en la menor exposición a factores inobservables de riesgo (Lakonishok, Shleifer y Vishny, 1994). La esencia de este argumento es que los inversores cometen sistemáticamente errores cuando utilizan información pública o privada para formar sus creencias acerca de los beneficios futuros alrededor de las ampliaciones de capital. Inicialmente son excesivamente optimistas porque sobreaccionan a las buenas cifras de resultados recientes y extrapolando la tasa de crecimiento de los beneficios, generan unas expectativas demasiado favorables sobre los beneficios futuros que acaban empujando al alza el precio de las acciones de las sociedades emisoras². Con arbitraje incompleto el resultado es la sobrevaloración de las acciones de estas empresas.

Los directivos aprovechan estas ineficiencias del mercado para vender títulos a precios atractivos a los inversores desinformados. Como forma de obtener mayores ingresos en la colocación manipulan los beneficios al alza y presionan a los analistas financieros para que emitan predicciones favorables acerca de las perspectivas futuras de las empresas emisoras y contribuyan así a mantener o mejorar aun más la cotización. El conservadurismo de los inversores hace que infraponderen la señal negativa contenida en el anuncio de la ampliación (Daniel et al, 1998), lo que provoca una reacción insuficiente de los precios a la baja. Tras la ampliación se produce una

2 La evidencia ha demostrado que las ampliaciones se realizan en una cima de beneficios contables (Hansen y Sarin, 1998).

serie de anuncios de beneficios que incumplen las expectativas iniciales de los inversores. Éstos, desfavorablemente sorprendidos al advertir que los beneficios reales son inferiores a los esperados, revisan paulatinamente sus expectativas a la baja llevando el precio de las acciones en la misma dirección. En suma, según esta hipótesis, los inversores sobrereaccionan a las tendencias pasadas en los beneficios e infrarreaccionan a la información pública contenida en el anuncio de la ampliación, corrigiendo lentamente la sobrevaloración inicial en los anuncios desfavorables de beneficios posteriores.

De la explicación de error en las expectativas se deducen dos hipótesis contrastables. La primera pronostica que la rentabilidad diferencial entre sociedades emisoras y no emisoras puede deberse a los errores sistemáticos cometidos por los inversores cuando forman sus creencias acerca de los beneficios futuros de las empresas que amplían capital. La segunda hipótesis anticipa que el exceso de optimismo de los inversores acerca de las sociedades emisoras, que hace que el precio inicial sea alto relativo a su valor fundamental, y su decepción ante los anuncios beneficios obtenidos posteriormente, serían responsables de las rentabilidades negativas posteriores.

En la literatura empírica se ha contrastado la primera hipótesis de error en las expectativas utilizando dos variables distintas: los beneficios publicados anualmente por las empresas y las predicciones de beneficios emitidas mensualmente por los analistas financieros como proxy de expectativas de los inversores en el mercado. Los resultados obtenidos demuestran que las empresas manipulan sus beneficios contables tanto antes de realizar una ampliación directa de capital (Teoh, Welch y Wong, 1998; Rangan, 1998; Shivakumar, 2000) como previamente a las emisiones con derechos preferentes de suscripción (Ching, Firth y Rui, 2002; Pastor y Poveda, 2005).

La evidencia obtenida utilizando los pronósticos emitidos por los analistas es mixta, tanto con predicciones de beneficios a un año como con pronósticos de beneficios y de crecimiento de los beneficios a largo plazo. Ali (1996) y Teoh y Wong (2002) observan que las predicciones a un año de los analistas sobre los beneficios de las empresas emisoras presentan un sesgo optimista mayor que el de las no emisoras en un periodo de cinco años. Sin embargo, Hansen y Sarin (1998) detectan que estas predicciones para empresas emisoras no son más favorables que las realizadas para las compañías no emisoras. Con pronósticos a largo plazo Dechow, Hutton y Sloan (2000) detectan un sesgo excesivamente optimista en las emisoras, mientras que Hansen y Sarin (1998) rechazan esta posibilidad.

La segunda de las hipótesis mencionadas se ha contrastado analizando la posible relación existente entre manipulación de beneficios y rentabilidades post-emisión a largo plazo, así como examinando la reacción a corto plazo de los precios de las acciones ante los anuncios de beneficios subsiguientes, a fin de examinar si los inversores revisan sus expectativas a medida que reciben información adicional sobre los resultados de las empresas. En el primer caso se ha detectado una relación negativa entre manipulación previa de los beneficios anuales y las rentabilidades a largo plazo posteriores en las ampliaciones directas (Teoh, Welch y Wong, 1998) y en las ampliaciones con derechos (Ching, Firth y Rui, 2002; Pastor y Poveda, 2005). Utilizando anuncios de beneficios la mayoría de la evidencia empírica detecta que los inversores corrigen a la baja los precios de las acciones de las empresas que amplían capital alrededor de los anuncios trimestrales posteriores (Cornett, Mehran y Tehranian, 1998; Rangan, 1998; Jegadeesh, 2000; y Denis y Sarin, 2001). Sin embargo, otros autores, como Shivakumar (2000) y Brous, Datar y Kini (2001), no encuentran indicios de que los inversores ajusten lentamente sus creencias cuando reciben información de que los beneficios reales son inferiores a los inicialmente anticipados, cuando se emparejan adecuadamente las empresas emisoras y no emisoras.

3. MUESTRA Y DATOS

Entre abril de 1989 y diciembre de 1996 se han identificado en el registro oficial de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) 175 ampliaciones de capital con derechos de suscripción preferente de sociedades cotizadas en el momento del anuncio de emisión de las nuevas acciones. De esta muestra inicial se han eliminado 71 ampliaciones que no suponen aportación de nuevos fondos a las empresas: las efectuadas con cargo a reservas, las dedicadas a satisfacer la conversión de deuda o a remunerar al personal, y las que tienen por finalidad atender el canje de acciones de otras compañías en los procesos de adquisición o fusión. Para aislar el efecto a largo plazo de las nuevas emisiones de otros acontecimientos se han excluido también las ampliaciones con hechos relevantes en los tres años siguientes, dado que han podido afectar a la evolución de la rentabilidad de las acciones. Es el caso de las que se han visto envueltas en procesos de fusión, absorción o adquisición, en procedimientos concursales y en suspensiones cautelares de la cotización de sus acciones. En tercer lugar, con el objeto de evitar problemas de dependencia en sección cruzada, no se han permitido solapamientos en los periodos de análisis de una misma empresa. Así, una vez introducida una compañía en la muestra sólo se consideran las ampliaciones posteriores que realice si han transcurrido al menos tres años desde la anterior. Por último, se han eliminado diez empresas de las que no se dispone de los datos necesarios para calcular las variables tamaño y ratio *book-to-market* (BTM), en diciembre del año previo a la emisión. De este modo, la muestra final de contraste está formada por 44 ampliaciones de capital en efectivo realizadas en el periodo considerado.

Junto a la muestra de sociedades que han ampliado capital se han utilizado como grupos de control diferentes submuestras de empresas no emisoras, emparejadas temporalmente tomando como referencia la fecha de anuncio de la ampliación de capital de la correspondiente empresa emisora.

En el cuadro 1 se presenta una estadística descriptiva en la que se compara el tamaño y el ratio BTM de las compañías emisoras con los valores de estas variables para el resto de las sociedades cotizadas. Se puede observar que el tamaño medio de las emisoras, de 277.17 millones de euros, es significativamente inferior a la capitalización promedio del resto de las sociedades, de

Cuadro 1
Características de la muestra

En este cuadro se comparan el tamaño y el ratio *book-to-market* (BTM) de las empresas emisoras con los valores de estas variables para el resto de las sociedades cotizadas. Para determinar los valores para el mercado se han empleado todas las empresas con datos de tamaño y BTM disponibles en diciembre del año previo a la ampliación. El tamaño de una empresa se mide como el número de acciones en circulación en diciembre del año anterior a la ampliación, multiplicado por el precio el mes previo. El ratio BTM se mide como el valor contable de los fondos propios en diciembre del año previo, dividido por el tamaño de la empresa ese mismo mes. p-valor diferencia es el nivel de significatividad marginal del contraste de la hipótesis nula de que la media y la mediana es cero, respectivamente.

Variable		Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Est.
Tamaño (millones €)	Empresas Emisoras	277.17	141.05	1592.35	15.60	317.81
	Empresas No Emisoras	569.37	519.64	845.72	435.59	134.11
	p-valor diferencia	(0.00)	(0.00)			
BTM	Empresas Emisoras	1.08	0.80	3.65	0.19	0.81
	Empresas No Emisoras	1.36	1.29	2.41	0.76	0.6
	p-valor diferencia	(0.02)	(0.00)			

569.37 millones de euros. De igual forma, las empresas emisoras presentan un perfil de crecimiento con un valor medio del ratio BTM de 1.08, significativamente menor que el valor promedio de 1.36 que toma para el resto de las empresas. Por tanto, nuestra muestra de ampliaciones presenta el mismo sesgo hacia empresas pequeñas y de crecimiento que el detectado en las ampliaciones del mercado estadounidense (Mian y Teo, 2001). Estos datos demuestran también que, en promedio, son las empresas relativamente sobrevaloradas las que amplían capital, lo que es congruente con la hipótesis de ventana de oportunidad.

En los distintos análisis realizados a lo largo del trabajo se han utilizado datos procedentes de varias fuentes distintas. Rentabilidades simples con diferente frecuencia temporal, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos, desde mayo de 1989 hasta diciembre de 1999, calculadas con los de precios de cierre del fichero diario de datos del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas, SIBE.

Los beneficios anuales, y las predicciones de beneficios por acción emitidas mensualmente por los analistas, de las sociedades emisoras y no emisoras de la base de datos del *Institutional Brokers Estimation System (I/B/E/S)*. Específicamente, se han utilizado predicciones de beneficios a uno y tres años como proxies de las predicciones a corto y largo plazo, respectivamente. La práctica inexistencia en esta base de datos de predicciones a cinco años para las empresas españolas, nos ha impedido utilizar este dato como proxy de predicción a largo plazo, tal y como hacen Hansen y Sarin (1998) y Dechow, Hutton y Sloan (2000).

De las predicciones de beneficios a un año se han tomado las realizadas el año previo a la ampliación, el año de la emisión y las difundidas en cada uno de los tres años siguientes. De las predicciones a tres años se han seleccionado las efectuadas el año anterior, el año de la emisión y el siguiente. Los beneficios y las predicciones de beneficios de las empresas de la muestra y de los diferentes grupos de control utilizados, se han obtenido siempre tomando como referencia la fecha de anuncio de la ampliación en la empresa correspondiente de la muestra de emisoras.

Los analistas realizan cada mes sus predicciones sobre el beneficio del año t , en un ciclo que va desde la publicación del beneficio del año $t-1$ anterior, hasta el anuncio del beneficio del año t , para el que se está realizando la estimación. Este ciclo va de marzo del año $t-1$ a marzo del año t , por lo que no coincide con el año natural. A lo largo de este ciclo la exactitud de las predicciones mejora con el paso del tiempo, a medida que los analistas disponen de más información sobre los resultados del ejercicio. Normalmente, las predicciones realizadas a principios del ciclo son más optimistas, y los analistas posteriormente las van corrigiendo a la baja a medida que se aproxima la fecha del anuncio de beneficios.

Las ampliaciones de la muestra se producen en fechas diferentes a lo largo del año, de manera que se pueden ver afectadas de distinta forma por el sesgo de optimismo característico del ciclo de predicción. Para evitarlo, y poder aislar el optimismo asociado con la ampliación del relacionado con el ciclo de predicción, vamos a utilizar para todas las empresas la predicción de beneficios realizada el último mes del ejercicio anterior a la fecha de la ampliación (diciembre). Mes, por otra parte, próximo a la fecha en que las sociedades suelen anunciar los beneficios del año para el que se realiza la predicción (normalmente en febrero o marzo), de forma que se minimiza cualquier posible sesgo relacionado con el ciclo. No obstante, hacemos una excepción en el año de la ampliación en el que, además, estudiamos las predicciones en los meses previo y posterior, con el objeto de detectar posibles cambios en los pronósticos debido a la adopción de esta decisión.

El error de predicción de cada una de las empresas de la muestra de emisoras y de las que forman parte de su grupo de control, se ha calculado restándole al beneficio real de cada año la predicción media del beneficio realizada a priori. Para facilitar la comparabilidad entre empresas el error de predicción se ha deflactado por el valor absoluto de la propia predicción del beneficio y por el precio de la acción. La deflación por precio evita el problema de que un denominador pequeño pueda provocar la aparición de un gran número de *outliers*, mejorando las propiedades estadísticas de la serie de los errores de predicción y la fiabilidad de los contrastes (Ali, 1996; Rajan y Servaes, 1997; Hansen y Sarin, 1998; Richardson, Teoh y Wysocki, 2001; Teoh y Wong, 2002; Marciukaityte y Szewczyk, 2001). Utilizamos ambas medidas para validar la robustez de los resultados obtenidos al comparar los errores deflactados de predicción de las empresas emisoras y no emisoras.

Finalmente, para analizar la reacción de los precios de las acciones a los anuncios de beneficios realizados por las sociedades emisoras alrededor de la ampliación, se han utilizado las fechas de los anuncios de beneficios del registro de hechos relevantes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores y del fichero de noticias empresariales adquirido ex profeso a la sociedad JCF/Facsets.

4. RENTABILIDAD ANORMAL A LARGO PLAZO

Vamos comprobar en primer lugar si las ampliaciones de capital con derechos preferentes producen una reacción adversa que el mercado tarda tiempo en asimilar. Para ello obtenemos las rentabilidades anormales a largo plazo generadas en un horizonte de hasta tres años tras la fecha de anuncio de la operación.

De los dos métodos existentes para calcular rentabilidades anormales, el de comprar y mantener (*buy-and-hold*) y el de las rentabilidades acumuladas mediante suma de rentabilidades anormales a corto plazo (*CAR*), escogemos el primero como métrica de medida dado que, según Barber y Lyon (1997), produce estadísticos mejor especificados.

La rentabilidad anormal de comprar y mantener a largo plazo del título *i* en un periodo de τ meses, se ha calculado mediante capitalización separada de las rentabilidades mensuales simples realizadas y esperadas de la forma siguiente:

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

donde $R_{i,t}$ es la rentabilidad del título *i* en el mes *t* y $E(R_{i,t})$ su rentabilidad esperada en el mismo mes.

Las rentabilidades esperadas se han determinado utilizando la aproximación de la cartera de referencia, emparejando cada empresa emisora con una cartera de control construida en base a dos características: tamaño y BTM, a fin de tener en cuenta el sesgo de la muestra a empresas pequeñas y de bajo BTM, así como la evidencia de que este tipo de acciones obtienen en promedio mayores rentabilidades (Fama y French, 1992; Lakonishok, Shleifer y Vishny, 1994 y Gómez-Sala y Marhuenda, 1998, entre otros). Mitchell y Stafford (2000) sugieren controlar también conjuntamente por tamaño y BTM, dado que así se explica un mayor porcentaje de las rentabilidades anormales que controlando aisladamente por cada una de estas características.

Siguiendo estas sugerencias para cada empresa emisora con una determinada fecha de acontecimiento se han seleccionado las firmas que no han ampliado capital en un periodo de siete años: los tres años previos al evento, el año del evento y los tres años siguientes. Posteriormente las empresas no emisoras identificadas se han ordenado independientemente en base a cada criterio y se han agrupado en cuartiles. Las carteras de control se han construido como carteras equiponderadas al inicio del periodo de análisis y su composición se ha mantenido constante hasta el final del periodo correspondiente. De esta forma se evitan los posibles sesgos en las rentabilidades a largo plazo a que daría lugar la recomposición mensual de la cartera: el sesgo al alza debido al reajuste necesario para mantener la equiponderación cuando cambian los precios de las acciones que la forman, y el provocado por no mantener constante el número de títulos de la cartera durante todo el horizonte temporal analizado (Barber y Lyon, 1997; Kothari y Warner, 1997; Lyon, Barber y Tsai, 1999). Finalmente, como rentabilidad esperada de una determinada sociedad emisora se ha tomado la correspondiente a la cartera de no emisoras de su cuartil de tamaño, BTM o tamaño-BTM, respectivamente. Sustituyendo en (1) la rentabilidad esperada de la empresa emisora i por la de su cartera de control se ha calculado la rentabilidad anormal compuesta en el periodo de análisis como,

$$ACoR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) - N^{-1} \sum_{j=1}^N \left[\prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{j,t}) \right] \quad (2)$$

siendo N el número de títulos que forman la cartera de control.

El cuadro 2 recoge las rentabilidades anormales calculadas con las tres referencias utilizadas para los periodos de uno, dos y tres años posteriores a la ampliación. Con carácter general se observa que la rentabilidad anormal de las sociedades emisoras es siempre negativa, lo que indica que sus rendimientos evolucionan peor que los de su cartera de referencia. Se observa también que los resultados son consistentes entre referencias, aunque la magnitud de las rentabilidades anormales es muy sensible al modelo de rentabilidad esperada utilizado (oscilando en el horizonte de tres años entre el -26% cuando se controla por ratio BTM y el -35.28%, cuando se hace por tamaño). Asimismo, se observa que la magnitud negativa de las rentabilidades anormales aumenta con el tiempo, aunque la tasa de caída parece atenuarse a partir del segundo año. Además, todos los resultados obtenidos son significativos a niveles convencionales con el contraste tradicional de la t , basado en el supuesto de que las rentabilidades anormales compuestas son independientes y están normalmente distribuidas.

De otro lado hay que tener en cuenta que, en horizontes de tiempo largos, el cálculo de los rendimientos anormales mediante capitalización de rentabilidades simples y la utilización de carteras de control, puede generar asimetría en su distribución, alejándola de la normal (Barber y Lyon, 1997; Kothary y Warner, 1997). En la columna (4) del cuadro 2, se puede comprobar que el coeficiente de asimetría es positivo y creciente con el horizonte temporal en todos los casos por lo que el contraste de la t podría estar incorrectamente especificado.

Una forma de corregir el problema de asimetría positiva en la distribución de rentabilidades anormales acumuladas, consiste en calcular el estadístico t ajustado por asimetría en la forma propuesta por Barber y Lyon (1997). En este contraste, Sutton (1993) aconseja utilizar el remuestreo *bootstrap* para obtener los valores críticos y computar la significatividad del estadístico cuando, como en nuestro caso, la muestra es pequeña y la asimetría severa.

Cuadro 2

Evolución de la rentabilidad los años siguientes a la ampliación

Este cuadro recoge las rentabilidades anormales medias expresadas en porcentaje (AACoR), empleando diferentes carteras de control para estimar la rentabilidad esperada y para el periodo de uno, dos y tres años siguientes a la ampliación. DT/ATN es el ratio de endeudamiento medido como el cociente entre la deuda total y el activo total neto. Beta es el coeficiente de la pendiente en el modelo de mercado. Los p-valores de los diferentes contrastes realizados se presentan entre paréntesis, p(t) es el p-valor del estadístico t estándar, p(b) es el p-valor del contraste de la t ajustada por asimetría realizado utilizando un procedimiento *bootstrap* y p(w) es el p-valor del contraste de Wilcoxon.

	AACoR (%) (1)	estad. t (2)	p(t) (3)	Coef. asimetría (4)	t ajustado (5)	p(b) (6)	
Por tamaño							
Año 1	-8.20%	-1.86	0.06	0.38	-1.78	0.08	
Año 2	-23.78%	-3.90	0.00	0.65	-3.39	0.00	
Año 3	-35.28%	-3.05	0.00	1.61	-2.26	0.02	
Por BTM							
Año 1	-8.33%	-2.06	0.04	0.38	-1.97	0.05	
Año 2	-22.22%	-3.63	0.00	0.98	-2.95	0.00	
Año 3	-26.26%	-2.25	0.02	1.81	-1.75	0.08	
Por tamaño y BTM							
Año 1	-6.63%	-1.58	0.11	0.12	-1.56	0.13	
Año 2	-20.55%	-3.56	0.00	0.79	-3.04	0.00	
Año 3	-26.39%	-2.42	0.02	1.78	-1.85	0.06	
Características de las Empresas Emisoras							
	Antes ampliación	Después ampliación	Cambio	estad t	p(t)	estad. w	p(w)
DT/ATN	0.41	0.40	-0.01	-0.84	0.41	-0.59	0.56
Beta	1.05	0.99	-0.06	-0.80	0.43	-0.84	0.39

Los resultados del cuadro 2 muestran que, incluso después de controlar el sesgo debido a la asimetría positiva, las rentabilidades anormales son significativamente negativas para todas las referencias a niveles de significatividad habituales. Estos resultados son similares a los obtenidos por Loughran y Ritter (1995), quienes han detectado que las empresas emisoras obtienen rentabilidades inferiores a sus carteras de control en un periodo de cinco años posterior a la emisión.

No obstante, las rentabilidades anormales observadas podrían ser, según Eckbo, Masulis y Norli (2000), resultado de un control inadecuado del riesgo en el proceso de emparejamiento de las empresas emisoras con sus carteras de referencia. Este problema ocurre porque el emparejamiento se realiza antes de la ampliación, sin tener en cuenta que esta operación reduce el ratio de endeudamiento de las empresas emisoras, y con ello su nivel de riesgo, sin que ocurra lo mismo en las compañías no emisoras. Para comprobar si las rentabilidades calculadas están racionalmente justificadas por el menor riesgo posterior de las sociedades emisoras, hemos calculado su ratio de endeudamiento en el año anterior y en el año posterior a la ampliación, como el cociente entre la deuda y el activo total neto. En la penúltima fila del cuadro 2 se puede comprobar que la ampliación provoca una ligera caída del endeudamiento que no es significativa desde un punto de vista estadístico con ninguno de los contrastes utilizados. Paralelamente, hemos estimado el coeficiente beta de riesgo sistemático con el modelo de mercado en los periodos de 36 meses anterior y posterior a la emisión, comprobando que éste cae de forma insignificante.

Por tanto, los resultados parecen confirmar que la peor evolución en la rentabilidad de las empresas emisoras en los años siguientes a la ampliación no se debe a un problema de medida (emparejamiento inadecuado, especificación incorrecta de los contrastes, etc.)³. Antes al contrario, parecen demostrar que los precios de las acciones de las sociedades emisoras son excesivamente altos en el momento de la ampliación y que la sobrevaloración no se corrige inmediatamente sino de forma lenta en el tiempo.

5. ERRORES EN LAS PREDICCIONES DE BENEFICIOS POR ACCIÓN

Se ha demostrado que la infrarreacción de los precios al anuncio de las ampliaciones de capital mediante derechos de suscripción no se puede explicar en base a riesgo o a errores de medida. En esta sección se examina una explicación de la sobrevaloración observada de las empresas emisoras basada en sesgos cognitivos suponiendo que los inversores, en el momento de la ampliación de capital, utilizan las predicciones de beneficios de los analistas financieros para formar sus expectativas acerca de los beneficios futuros de las empresas emisoras. De esta forma, si las predicciones de beneficios de los analistas son demasiado optimistas también lo serán las de los inversores. Se supone, además, que los analistas se alinean con los directivos para crear perspectivas favorables.

El contraste de la hipótesis de expectativas excesivamente optimistas se realiza comprobando si los pronósticos de los analistas sobre los beneficios futuros de las compañías que amplían capital son inusualmente más favorables que los realizados para las no emisoras. Primero se utiliza un análisis univariante consistente en contrastar la hipótesis nula de que no existen diferencias en los errores de predicción de las empresas emisoras y no emisoras. En segundo lugar, se emplea una metodología multivariante basada en datos de panel. En ambos casos, el análisis se repite para todas las sociedades que amplían capital y para una submuestra en la que se eliminan las empresas con pérdidas, tanto en las emisoras como en su grupo de control, dado que se ha comprobado que el sesgo optimista es mayor en las empresas con beneficio negativo (Bulter y Saraoglu, 1999; y Mian y Teo, 2001).

5.1. Análisis univariante

En el análisis univariante, para contrastar si los pronósticos para las compañías que amplían capital son inusualmente favorables, los errores de predicción deflactados de cada empresa emisora se comparan con los cometidos por los analistas en las mismas fechas para un grupo de control de compañías no emisoras. Como la evidencia ha detectado que la incertidumbre existente acerca de las perspectivas futuras de las empresas es un determinante importante de los errores de predicción, tenemos en cuenta este factor para formar los grupos de control. La incertidumbre informativa en este contexto se aproxima normalmente mediante el tamaño y el inverso del ratio PER (ratio beneficio-precio). Cuanto menor es el valor de estas dos variables, más elevada es la incertidumbre y mayor el sesgo de optimismo (Richardson, Teoh y Wysocki, 2001).

3 A resultados similares se llega cuando se utiliza como referencia la cartera de mercado o una empresa no emisora de igual tamaño, BTM o tamaño y BTM conjuntamente. Estos resultados no se presentan por razones de espacio.

En el apéndice 1 se han calculado los coeficientes de correlación entre cada el error de predicción, y el ratio beneficio-precio. Se observa que la correlación existente entre el error normalizado por el valor absoluto de la predicción y el ratio beneficio-precio, tanto realizado como previsto, es insignificante. Así, cuando se utiliza el error calculado de esta forma, a cada sociedad emisora se le asignan las empresas no emisoras de tamaño comparable como grupo de control. Sin embargo, la correlación entre el error deflactado por el precio y las dos medidas del ratio beneficio-precio es positiva y significativa a un nivel del uno por ciento. Por ello, con el error normalizado por precio el grupo de referencia de cada emisora se construye en base a este ratio. Se trata de evitar así que la relación entre el error de predicción y el ratio beneficio-precio pueda crear diferencias de sesgo entre emisoras y no emisoras atribuibles a la ampliación de capital (Mian y Teo, 2001; Hansen y Sarin, 1998). Para evitar este problema las compañías no emisoras se ordenan en terciles en base a este ratio y el error de cada empresa emisora se compara el correspondiente a su tercil de ratio predicción de beneficio-precio⁴.

La hipótesis nula de que el error medio de predicción de las empresas que amplían capital es igual al error medio de las que no lo hacen se contrasta utilizando la técnica *bootstrap* a fin de no imponer el supuesto de normalidad de los errores de predicción⁵. Con esta técnica se genera la distribución empírica de los errores para las empresas no emisoras, y se utiliza para evaluar la significatividad estadística del error medio de predicción de las compañías emisoras.

En el cuadro 3 se presentan los resultados del análisis univariante. En el panel A se ofrecen los correspondientes a todas las sociedades emisoras y en el panel B los de la submuestra de emisoras con beneficio positivo. En ambos casos las columnas de la izquierda muestran el error deflactado por el valor absoluto de la predicción y las de la derecha el error dividido por el precio. En conjunto se puede comprobar que para todos los grupos de empresas los errores de predicción a corto y a largo plazo son mayoritariamente negativos, indicando que los analistas suelen realizar en promedio predicciones favorables. Esta evidencia generalizada de optimismo es consistente con la detectada tanto en el mercado norteamericano (O'Brien, 1988; McNichols y O'Brien, 1997; Hansen y Sarin, 1998; Dechow, Hutton y Sloan, 2000), como en el español (Larrán y Rees, 1999).

Empezando por el panel A se observa que las predicciones a corto plazo de las compañías emisoras son negativas en todas las fechas consideradas y que la diferencia entre el beneficio y la predicción aumenta, aunque no monótonamente, en los años siguientes a la ampliación. Evidencia similar obtienen Hansen y Sarin (1998) y Marciukaityte y Szewczyk (2001), y es consistente con el argumento de que en los años siguientes a la ampliación no se confirman las buenas expectativas sobre los beneficios de estas empresas.

Comparando los errores de predicción de las compañías que amplían capital con los de su grupo de control, observamos que las diferencias no son significativas en el año anterior a la ampliación. Sin embargo, en el año de la emisión y en los tres años siguientes, los errores en los pronósticos de las emisoras son más negativos, siendo la diferencia alta-

4 En la evidencia previa no se utiliza la variable BTM para construir los grupos de control, debido a que la relación entre los errores de predicción y el ratio BTM se debe a la relación de este último con el ratio beneficio-precio (Mian y Teo, 2001). En el apéndice 1, se puede comprobar que la relación entre el ratio beneficio-precio y el ratio BTM es positiva y significativa.

5 La hipótesis nula de normalidad de la distribución de los errores de predicción se rechaza con el test de Jarque-Bera para todos los horizontes temporales analizados.

mente significativa con p-valores prácticamente nulos. Los resultados son similares con los dos deflatores alternativos empleados y demuestran que el exceso de optimismo no desaparece inmediatamente, sino que continúa en los años que siguen a la operación. A resultados similares llegan Ali (1996) y Teoh y Wong (2002), y reflejan que los analistas son inusualmente optimistas en sus expectativas sobre los beneficios futuros de las empresas que deciden ampliar capital.

Cuadro 3

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 y tres años, sobre los beneficios futuros de las compañías emisoras y sus respectivos 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, normalizada 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. 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 test basado en la técnica bootstrap. Los p-valores del contraste se muestran entre paréntesis. p(b) p-valor bootstrap.

Fecha predicción	N	Error de predicción deflactado por predicción (%)			Error de predicción deflactado por precio (%)		
		Emisoras (1)	No Emisoras (2)	p (b) (3)	Emisoras (4)	No Emisoras (5)	p (b) (6)
Panel A: Todas las empresas							
Predicciones a corto plazo (un año)							
Año -1	33	-11.12	-3.17	0.19	-2.33	-0.69	0.17
Mes pre	34	-15.66	2.55	0.00	-1.67	0.16	0.00
Mes post	34	-33.99	-0.21	0.00	-2.39	0.12	0.00
Año +1	33	-82.70	-1.92	0.00	-4.92	-0.47	0.00
Año +2	37	-76.48	-4.49	0.00	-4.62	-1.05	0.00
Año +3	36	-119.6	-0.82	0.00	-11.9	-0.87	0.00
Predicciones a largo plazo (tres años)							
Año -1	25	-30.87	-7.89	0.02	-5.46	-0.94	0.00
Mes pre	34	-73.59	-4.21	0.00	-7.46	-0.44	0.00
Mes post	34	-77.09	-12.23	0.00	-6.34	-1.20	0.00
Año +1	30	-81.25	-8.58	0.01	-5.55	-1.30	0.01
Panel B: Empresas con beneficio positivo							
Predicciones a corto plazo (un año)							
Año -1	30	-12.59	-3.66	0.19	-1.08	-0.33	0.13
Mes pre	29	-10.35	1.71	0.04	-1.29	0.01	0.00
Mes post	29	-13.58	-0.40	0.01	-1.39	-0.12	0.00
Año +1	28	-31.84	-0.42	0.00	-1.57	0.11	0.00
Año +2	30	-4.29	-2.57	0.75	-0.63	-0.26	0.18
Año +3	28	0.19	3.89	0.79	-0.19	-0.59	0.82
Predicciones a largo plazo (tres años)							
Año -1	17	-17.21	-12.84	0.63	-1.01	-0.70	0.72
Mes pre	28	-21.02	-1.56	0.10	-1.94	-0.10	0.02
Mes post	28	-18.3	-6.92	0.18	-1.88	-0.49	0.03
Año +1	24	-15.4	-4.86	0.13	-1.43	0.41	0.01

En cuanto a los pronósticos a largo plazo se constata también que los beneficios de las empresas emisoras presentan un sesgo favorable. La magnitud del sesgo a largo es mayor que la del sesgo a corto plazo, indicando que los inversores son más optimistas acerca de las perspectivas futuras de la empresa cuanto menos información está disponible sobre el verdadero beneficio y mayor papel juegan los juicios subjetivos de los analistas (Rajan y Servaes, 1997). Además, los errores a largo plazo para las compañías emisoras son significativamente más negativos que los cometidos para las empresas que no han adoptado esta decisión con los dos deflatores alternativos utilizados en todas las fechas consideradas.

En línea con lo esperado en el panel B se comprueba que, en general, el sesgo de optimismo en las empresas emisoras con beneficio positivo es menor al observado para el conjunto de las emisoras del panel A, lo que es consistente con el argumento de que este sesgo es más pronunciado para el caso de las empresas con pérdidas. En las predicciones a un año se observa que el sesgo de optimismo de las emisoras con beneficios positivos sólo es significativamente mayor que en el grupo de control en el año de la ampliación y el siguiente, pero no en el segundo y tercer año post-emisión. Con las predicciones a tres años de las compañías con beneficio positivo, el sesgo optimista es más elevado para las empresas emisoras en las predicciones realizadas el año de la ampliación y el siguiente. No obstante, la diferencia sólo es significativa cuando se utiliza el precio como deflactor.

Los resultados presentados en el cuadro 3 apuntan a que los analistas realizan predicciones relativamente más favorables sobre los beneficios futuros de las empresas que amplían capital, con independencia del deflactor utilizado y del horizonte temporal para el que se realiza la predicción, y que existe una cierta inercia de este sesgo positivo durante el horizonte temporal considerado. Asimismo, se ha detectado que parte del optimismo y de su durabilidad, es atribuible a la proporción de compañías en pérdidas con posterioridad a la ampliación.

5.2. Análisis multivariante

En orden a comprobar la validez de los resultados del análisis univariante anterior, en este apartado se plantea un análisis multivariante de regresión con datos de panel de las empresas emisoras y no emisoras. El objetivo es examinar de forma más precisa el impacto de las ampliaciones en los errores de predicción de los analistas financieros. En concreto se estima la siguiente regresión de panel con un modelo de efectos fijos,

$$EP_{i,t} = \eta_i + \beta_{0E}A0_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{1E}A1_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{2E}A2_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{3E}A3_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{0NE}A0_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{1NE}A1_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{2NE}A2_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{3NE}A3_{i,t} \times NE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

siendo $EP_{i,t}$ el error de predicción a un año de la empresa i en el año t , donde t va desde el año previo a la oferta al tercer año siguiente a la misma. $E_{i,t}$ y $NE_{i,t}$ son variables indicador que toman el valor 1 para las empresas emisoras y no emisoras, respectivamente. Por su parte, $A0_{i,t}$, $A1_{i,t}$, $A2_{i,t}$, $A3_{i,t}$ son variables dummy temporales que toman valor 1 el año de la ampliación y en los años 1, 2 y 3 después de la emisión, respectivamente. Los coeficientes asociados a las empresas emisoras, β_{0E} , β_{1E} , β_{2E} , y β_{3E} , miden la variación en los errores de predicción para los años 0, 1, 2 y 3, con respecto al año -1. Lo mismo miden los coeficientes asociados a las empresas no emisoras β_{0NE} , β_{1NE} , β_{2NE} , y β_{3NE} . Estas variables *dummy* temporales se introducen para analizar la

evolución de los errores en torno a la ampliación de capital. El modelo es de efectos fijos porque el objetivo no es examinar los determinantes de los errores de predicción de los analistas, sino estudiar el efecto concreto de la ampliación de capital en los errores de predicción. La introducción de los efectos individuales, η_i , en la regresión permite controlar las características individuales de las compañías que pudieran afectar a los errores en los pronósticos.

Los resultados de estimar la ecuación (3) se recogen en el panel A del cuadro 4. En las columnas (1) y (2), se presentan los correspondientes a los errores de predicción deflactados por el valor absoluto la predicción y en las columnas (3) y (4), los deflactados por precio. Se puede observar que, en ambos casos, los coeficientes β_{1E} , β_{2E} , y β_{3E} , son estadísticamente significativos, lo que indica que los errores de predicción de las empresas emisoras son significativamente más negativos en los tres años siguientes a la ampliación de capital. Esto es consistente con que en estos años las buenas expectativas de las empresas emisoras no se confirman. Por otra parte, los errores de predicción de las compañías no emisoras no presentan un patrón claro y ninguno de ellos es significativo. En la parte inferior del cuadro se presentan los resultados del contraste de la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre empresas emisoras y no emisoras. La igualdad de estos coeficientes se rechaza para los tres años siguientes a la ampliación en favor de la alternativa de que los errores de predicción de las empresas que amplían capital son significativamente más negativos.

Para controlar la mayor negatividad de los errores de predicción de las empresas con pérdidas, se añade en la regresión anterior la variable indicador $PERD_{i,t}$ que toma valor 1 cuando el beneficio real de la compañía i en el año t es negativo,

$$EP_{i,t} = \eta_i + \beta_{0E}A0_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{1E}A1_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{2E}A2_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{3E}A3_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{4E}PERD_{i,t} \times E_{i,t} + \beta_{0NE}A0_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{1NE}A1_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{2NE}A2_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{3NE}A3_{i,t} \times NE_{i,t} + \beta_{4NE}PERD_{i,t} \times NE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Los resultados se recogen en el panel B del cuadro 4. Cuando se controla por empresas en pérdidas los resultados difieren según que el error se deflacte por predicción o por precio. El coeficiente asociado a la variable $PERD_{i,t}$ es negativo y altamente significativo en las emisoras con ambos deflatores, pero en las no emisoras es insignificante cuando se normaliza por precio. Para ambos deflatores los errores de las compañías que no han ampliado capital siguen sin presentar ningún patrón no siendo significativos ninguno de sus coeficientes. Con respecto a los errores para las compañías emisoras, los coeficientes asociados a las *dummies* temporales siguen siendo significativamente negativos en los tres años siguientes cuando se normaliza por el valor absoluto de la predicción. Sin embargo, al deflactar por precio, solo el coeficiente asociado a la variable temporal correspondiente al tercer año es estadísticamente significativa y no se puede rechazar la igualdad de coeficientes entre las empresas emisoras y no emisoras. Estas diferencias podrían deberse a que la deflación por precio hace que las propiedades de los errores de predicción se vean influenciadas por las condiciones de mercado de valores.

Por tanto, el análisis multivariante basado en datos de panel confirma los resultados previamente obtenidos en el análisis estadístico univariante: las predicciones realizadas por los analistas de los beneficios futuros de las empresas emisoras son excesivamente favorables, cuando se los compara con los de un grupo de sociedades no emisoras de características similares y, además, estas diferencias no se pueden atribuir exclusivamente a la presencia en la muestra de empresas con beneficio negativo.

Cuadro 4

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, EP , 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 , en la regresión para controlar por las características 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, $A0$, $A1$, $A2$ y $A3$ toman el valor 1 en los años 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* $PERD_{i,t}$ que toma el valor 1 si el beneficio real de la compañía i en el año t es negativo. La estimación de ambas ecuaciones se realiza empleando el ajuste por heteroscedasticidad de White.

Variable	Todas las empresas				Empresas con beneficio positivo			
	Ecuación (3)				Ecuación (4)			
	Error deflactado por predicción		Error deflactado por precio		Error deflactado por predicción		Error deflactado por precio	
	β	p(t)	β	p(t)	β	p(t)	β	p(t)
	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)	(7)	(8)
Emisoras								
$A0_{i,t} \times E_{i,t}$	-0.31	0.46	-0.01	0.57	0.03	0.92	0.01	0.57
$A1_{i,t} \times E_{i,t}$	-0.93	0.03	-0.05	0.04	-0.59	0.09	-0.02	0.33
$A2_{i,t} \times E_{i,t}$	-1.03	0.01	-0.07	0.00	-0.59	0.05	-0.03	0.16
$A3_{i,t} \times E_{i,t}$	-2.44	0.00	-0.16	0.01	-1.75	0.00	-0.10	0.01
$PERD_{i,t} \times E_{i,t}$					-2.98	0.00	-0.26	0.01
No Emisoras								
$A0_{i,t} \times NE_{i,t}$	0.14	0.72	-0.02	0.63	0.09	0.72	-0.02	0.65
$A1_{i,t} \times NE_{i,t}$	0.45	0.29	-0.04	0.39	0.18	0.35	-0.03	0.39
$A2_{i,t} \times NE_{i,t}$	0.40	0.35	-0.04	0.35	0.18	0.35	-0.03	0.34
$A3_{i,t} \times NE_{i,t}$	0.31	0.48	-0.05	0.29	0.10	0.59	-0.04	0.28
$PERD_{i,t} \times NE_{i,t}$					-1.87	0.00	-0.07	0.42
Test de Wald de igualdad de coeficientes								
	F	p(F)	F	p(F)	F	p(F)	F	p(F)
$\beta_{0E} = \beta_{0NE}$	0.60	0.44	0.01	0.89	0.02	0.88	0.47	0.49
$\beta_{1E} = \beta_{1NE}$	5.35	0.02	0.06	0.80	3.72	0.05	0.01	0.91
$\beta_{2E} = \beta_{2NE}$	5.77	0.02	0.19	0.66	4.75	0.03	0.01	0.91
$\beta_{3E} = \beta_{3NE}$	20.1	0.00	2.07	0.15	12.16	0.00	1.22	0.30
$\beta_{4E} = \beta_{4NE}$					1.01	0.32	6.13	0.02

5.3. Rentabilidades anormales post-oferta y errores de predicción

Una vez confirmado que los analistas son demasiado optimistas acerca de los beneficios futuros de las empresas emisoras, vamos a examinar la relación entre las rentabilidades anormales negativas detectadas en los años siguientes a la ampliación y el exceso de optimismo. Para ello realizamos la siguiente regresión:

$$ACoR_{i,\tau} = \alpha + \beta EP_{i,\tau} + \varepsilon_i \tag{5}$$

donde $ACoR_{i,t}$ es la rentabilidad anormal compuesta de la empresa i para un periodo de análisis de τ meses y $EP_{i,t}$ es el error cometido por los analistas en la misma empresa para una ventana de predicción de τ meses.

Cuadro 5

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 es la rentabilidad anormal compuesta en el periodo 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, BTM y tamaño-BTM. Los periodos de análisis considerados son el año y los 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, $EP_{i\tau}$. Los errores han sido calculados utilizando como deflactor el precio y el valor absoluto de la predicción, para un horizonte de predicción de uno y tres años. Los símbolos *, ** y *** denotan una significación estadística del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fecha predicción	Errores deflactados por la predicción			Errores deflactados por el precio		
	mes pre. (1)	mes post. (2)	año +1 (3)	mes pre. (4)	mes post. (5)	año +1 (6)
Panel A: Todas las empresas						
Predicciones a corto plazo (un año)						
β (Tamaño)	0.45	0.38	0.36	0.38	0.39	0.42
est. t	(2.85)***	(2.22)**	(2.08)**	(2.31)**	(2.36)**	(2.55)**
β (MTB)	0.41	0.35	0.34	0.36	0.35	0.39
est. t	(2.25)**	(2.12)**	(2.06)**	(2.17)**	(2.10)**	(2.21)**
β (Tamaño-MTB)	0.39	0.34	0.34	0.31	0.32	0.39
est. t	(2.20)**	(2.02)**	(2.05)**	(2.01)**	(2.02)**	(2.10)**
Predicciones a largo plazo (tres años)						
β (Tamaño)	0.35	0.35	0.37	0.33	0.41	0.44
est. t	(2.12)**	(2.09)**	(2.17)**	(2.02)**	(2.61)***	(2.69)***
β (MTB)	0.29	0.31	0.38	0.31	0.38	0.42
est. t	(1.67)*	(1.89)*	(2.37)**	(1.92)*	(2.31)**	(2.56)**
β (Tamaño-MTB)	0.29	0.29	0.34	0.32	0.37	0.41
	(1.77)*	(1.95)*	(2.12)**	(1.88)*	(2.36)**	(2.45)**
Panel B: Empresas con beneficio positivo						
Predicciones a corto plazo (un año)						
β (Tamaño)	0.47	0.38	0.34	0.34	0.43	0.33
est. t	(2.76)**	(2.08)**	(1.95)*	(1.98)**	(2.44)**	(1.97)**
β (MTB)	0.48	0.33	0.32	0.34	0.41	0.31
est. t	(2.24)**	(1.98)**	(1.68)*	(2.01)**	(2.18)**	(1.89)*
β (Tamaño-MTB)	0.45	0.36	0.31	0.32	0.35	0.32
	(2.03)**	(1.97)**	(1.64)	(1.96)**	(2.11)**	(1.88)*
Predicciones a largo plazo (tres años)						
β (Tamaño)	0.35	0.35	0.37	0.34	0.37	0.34
est. t	(2.11)**	(2.33)**	(2.95)***	(1.97)**	(2.06)**	(1.92)*
β (MTB)	0.30	0.30	0.38	0.34	0.36	0.34
est. t	(1.98)**	(2.21)**	(2.91)***	(2.00)**	(2.12)**	(1.99)**
β (Tamaño-MTB)	0.29	0.28	0.34	0.36	0.34	0.31

En el cuadro 5 se recogen los resultados de estas regresiones. De nuevo el panel A corresponde a todas las empresas y el B al subconjunto de las que obtienen beneficios. En cada panel se ofrecen por filas los resultados, tomando sucesivamente como variable dependiente en (5) las rentabilidades anormales acumuladas a uno y tres años después de la ampliación, cuando la refe-

rencia es el tamaño, el ratio BTM y el tamaño-BTM, respectivamente. Con las rentabilidades anormales acumuladas en el año posterior se utilizan errores de predicción calculados con los pronósticos a un año realizados por los analistas el año de la ampliación y el siguiente. Con rentabilidades acumuladas en un periodo de tres años se utilizan las predicciones para un horizonte de tres años, realizadas por los analistas el año de la oferta y el siguiente. Se puede observar que, en ambos casos, el coeficiente de la pendiente es significativamente positivo con las tres referencias consideradas, tanto con errores deflactados por el valor absoluto de la predicción como para los divididos el precio. Por tanto, cuanto mayor es el sesgo optimista (errores de predicción más negativos) menores son las rentabilidades anormales a largo plazo. En el panel B se repite el análisis para las empresas con beneficio positivo con idénticos resultados.

En consecuencia, parece existir una relación significativa entre las rentabilidades anormales negativas de los años siguientes a la emisión y el hecho de que los beneficios post-oferta sean menores de lo esperado por los analistas financieros. Estos resultados son consistentes con el argumento de que el exceso de optimismo acerca de los beneficios futuros de las empresas que amplían capital, puede explicar las rentabilidades anormalmente negativas generadas con posterioridad a estas operaciones.

6. REACCIÓN DEL MERCADO A LOS ANUNCIOS DE BENEFICIOS ALREDEDOR DE LA AMPLIACIÓN

En las secciones anteriores se ha detectado que los analistas podrían estar confundiendo a los inversores proporcionando información errónea en sus predicciones de beneficios futuros. De esta forma los precios de mercado reflejarían información equivocada, situándose en niveles demasiado altos por encima de su valor fundamental. En el mercado español no se pueden realizar ventas en descubierto ni se negocian opciones sobre acciones pequeñas como las de nuestra muestra de emisoras por lo que resulta imposible corregir la sobrevaloración mediante arbitraje.

Sin embargo, la evidencia empírica previa ha comprobado que los inversores utilizan la información contenida en los anuncios de beneficios trimestrales y anuales para actualizar sus percepciones sobre los flujos de tesorería futuros de las empresas (Bernard y Thomas, 1990). Esto sugiere un contraste adicional de la hipótesis de sobreoptimismo consistente en estudiar la reacción del mercado a los anuncios de beneficios posteriores a la emisión de las nuevas acciones. La hipótesis de expectativas optimistas predice que los inversores, decepcionados por los anuncios con beneficios reales inferiores a los esperados, podrían revisar a la baja sus expectativas provocando caídas de precios.

Concretamente, en esta sección se analiza el movimiento diario de las cotizaciones ante el anuncio de beneficio previo a la ampliación, y alrededor de los tres anuncios de beneficios anuales posteriores a la decisión de ampliar capital, empleando la metodología de sucesos. La rentabilidad anormal de un determinado activo i , en cada uno de los días del periodo de acontecimiento (desde $t = -5$ hasta $t = +5$, relativo al día de anuncio de los beneficios, $t=0$), se estima como la diferencia entre la rentabilidad observada y la estimada con el modelo de mercado con datos de un periodo previo de estimación ($t = -150$ hasta $t = -6$),

$$RA_{it} = R_{it} - \left(\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{Mt} \right) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = -5, \dots, +5 \quad (6)$$

donde R_{it} es la rentabilidad realizada del activo el día t , R_{Mt} es la rentabilidad contemporánea del mercado y $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ son los coeficientes estimados del modelo de mercado.

Las rentabilidades anormales de los activos se promedian en sección cruzada cada día del periodo de acontecimiento, obteniendo la rentabilidad anormal media diaria $RAM_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N RA_{it}$. Las rentabilidades anormales medias acumuladas en intervalos de diferente duración, se calculan agregando temporalmente las rentabilidades anormales medias diarias desde el primer día del intervalo hasta el último $RAMA(a,b) = \sum_{t=a}^b RAM_{t,p}$ donde $-5 \leq a < b \leq +5$. Finalmente, se contrasta la significatividad estadística de las rentabilidades anormales medias diarias $H_0 : RAM_t = 0$, y de las rentabilidades anormales medias acumuladas $H_0 : RAMA(a,b) = 0$, utilizando el test paramétrico de Boehmer, Musumeci y Poulsen (1991) y el no paramétrico de los rangos de Corrado (1989), adaptados para tener en cuenta la heteroscedasticidad inducida por el acontecimiento y la no normalidad, respectivamente. Como fecha de anuncio se ha tomado la de publicación de la noticia en la Comisión Nacional del Mercado de Valores, o aquella en la que aparece registrada en el fichero de noticias de la sociedad JCF/Factsets, si es anterior.

En las columnas de la izquierda del panel A del cuadro 6 se recogen los resultados para todas las empresas y, en las de la derecha, las correspondientes al subconjunto de sociedades con beneficio positivo. En ambos casos la rentabilidad anormal media ante el anuncio del beneficio previo a la decisión de ampliación es positiva aunque carente de significación estadística. Las rentabilidades anormales acumuladas en los tres días que rodean el anuncio (-1,+1) son también positivas e insignificantes para ambos grupos de empresas. Sin embargo, se puede comprobar como en los tres anuncios posteriores a la ampliación los precios cambian en la dirección anticipada para una sorpresa desfavorable de beneficios, generando rentabilidades anormales negativas. Esto sugiere que los inversores utilizan la información revelada en estos anuncios post-oferta para revisar a la baja sus expectativas acerca de los beneficios futuros de las empresas.

En general, tanto para la totalidad de las sociedades como para la submuestra de empresas con beneficio positivo, la reacción negativa observada en los anuncios posteriores a la ampliación se inicia el día anterior al anuncio y se prolonga hasta el día posterior, aunque su magnitud, y los días concretos en que es estadísticamente significativa, cambia en los distintos anuncios. La pauta temporal observada, concentrada entre los días -1 y +1, es similar a la que tiene lugar en los anuncios de beneficios anuales (Sanabria, 2004) y trimestrales (Arcas et al., 2004) y la reacción negativa es congruente con que los anuncios post emisión representan sorpresas negativas en el mercado español (García et al., 2004). Con la excepción del tercer anuncio postemisión para la muestra total, el día del anuncio se produce una reacción negativa significativa, y la caída de precios no se puede atribuir completamente a la presencia de sociedades en pérdidas, ya que la respuesta del mercado, aunque de magnitud inferior, no desaparece cuando se excluyen estas empresas de la muestra. Las rentabilidades anormales acumuladas en los tres días que rodean el anuncio (-1,+1) son negativas y estadísticamente significativas con los dos tests en todos los anuncios de beneficios posteriores a la ampliación, en las dos submuestras de empresas. Las rentabilidades anormales acumuladas en la ventana de tres días agregadas para los tres anuncios anuales post ampliación son del -4.73% para todas las empresas y de -4.53% para las que tienen beneficio positivo. Estos valores representan aproximadamente la séptima parte de la rentabilidad anormal negativa acumulada en los tres años posteriores a la emisión relativa a la cartera de tamaño y se produce alrededor de los anuncios de beneficios posteriores que para los inversores representan sorpresas negativas.

Cuadro 6 Reacción del mercado a los anuncios de beneficios anuales posteriores a la ampliación de capital

En este cuadro se presentan las rentabilidades anormales diarias y acumuladas en torno al anuncio de beneficio previo a la ampliación de capital y a los tres anuncios de beneficios posteriores. El modelo de generación de rentabilidades esperadas empleado ha sido el modelo de mercado en el panel A y el modelo de tres factores de Fama y French (1992) en el panel B. RAM es la rentabilidad anormal media diaria. La letra t es el estadístico del test paramétrico de Boehmer et al. (1991) y la letra z el estadístico del test no paramétrico propuesto por Corrado (1989), con los que se ha contrastado la significatividad estadística de las rentabilidades anormales y acumuladas. Los signos *, **, y *** denotan una significación estadística del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Día	Todas las empresas						Empresas con beneficio positivo																	
	1er anuncio de beneficio pre-oferta (N=19)		2º anuncio de beneficio post-oferta (N=25)		3er anuncio de beneficio post-oferta (N=40)		1er anuncio de beneficio pre-oferta (N=16)		2º anuncio de beneficio post-oferta (N=18)		3er anuncio de beneficio post-oferta (N=33)													
	t	z	t	z	t	z	t	z	t	z	t	z												
RAM(%)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
-3	-0.09	-0.12	0.14	-0.13	-0.80	-0.29	0.24	0.19	1.25	0.15	0.91	0.76	-0.08	-0.28	0.31	-0.22	-1.20	-0.23	0.04	-0.50	0.50	0.19	0.95	0.70
-2	-0.02	-0.48	0.56	0.01	0.50	0.81	0.07	1.11	0.56	0.23	0.77	0.36	-0.10	0.37	0.50	-0.05	0.45	0.52	0.02	0.99	0.68	0.31	0.92	0.61
-1	0.13	0.43	0.14	-0.23	-1.10	-1.02	-0.21	-0.23	0.49	-0.58	-2.31**	-1.35	0.18	0.78	0.38	-0.66	-1.64	-1.62	-0.01	0.10	1.15	-0.33	-1.73*	-0.97
0	0.22	0.67	0.37	-1.12	-2.30**	-2.48**	-0.75	-2.24**	-1.91*	-0.60	-1.68	-1.51	0.42	1.08	0.98	-0.67	-2.35**	-1.87*	-0.63	-1.96**	-2.03**	-0.56	-2.06**	-2.09**
1	-0.12	-0.30	-0.05	-0.57	-1.80*	-1.53	-0.29	-0.89	-0.57	-0.38	-1.53	-1.92*	-0.08	0.46	0.58	-0.97	-2.13**	-2.33**	-0.34	-0.97	-0.64	-0.36	-1.22	-1.39
2	0.21	0.38	-0.11	-0.59	-1.35	-1.34	-0.26	-1.04	-1.04	-0.36	-0.91	-0.55	0.05	0.79	0.66	-0.43	-0.72	-0.84	-0.37	-1.55	-1.61	-0.49	-1.08	-0.98
3	-0.01	-0.32	-0.28	-0.23	-0.61	-0.1	-0.05	-0.25	0.41	-0.23	-1.13	-1.15	-0.01	-0.71	0.15	0.02	-0.01	0.38	-0.27	-0.77	-0.54	-0.28	-1.29	-1.40
(-1,+1)	0.23	0.87	0.56	-1.92	-2.71**	-2.91**	-1.25	-1.92*	-1.15	-1.56	-3.25***	-2.76***	0.52	1.28	1.06	-2.3	-2.68**	-3.45***	-0.98	-1.72*	-1.09	-1.25	-2.81***	-2.97***
-3	-0.19	-0.37	0.31	-0.01	-0.45	-0.18	0.03	-0.44	0.43	0.12	0.82	0.63	-0.10	-0.43	0.21	-0.06	-0.73	-0.12	-0.01	-0.70	0.25	0.19	0.97	0.72
-2	-0.06	-0.72	-0.16	-0.02	0.41	0.76	0.19	1.31	0.83	0.22	0.77	0.33	-0.08	0.17	0.32	-0.09	0.36	0.50	0.06	1.11	0.82	0.30	0.90	0.52
-1	0.13	0.91	0.70	-0.26	-1.10	-1.00	-0.23	-0.33	0.38	-0.65	-2.40**	-1.46	0.17	0.68	0.21	-0.46	-1.62	-1.15	0.01	0.05	1.11	-0.38	-1.82*	-1.10
0	0.31	0.92	0.81	-0.97	-2.12**	-1.92*	-0.66	-2.04**	-1.65*	-0.62	-1.72*	-1.61	0.37	1.01	0.70	-0.70	-2.41**	-1.89*	-0.59	-1.95**	-1.96**	-0.66	-2.03**	-2.07**
1	-0.10	-0.25	-0.12	-0.69	-1.96*	-1.62	-0.29	-0.86	-0.34	-0.37	-1.44	-1.86*	-0.09	0.17	0.18	-1.13	-2.27**	-2.44**	-0.27	-0.77	-0.23	-0.4	-1.32	-1.58
2	0.11	0.83	0.69	-0.59	-1.35	-1.34	-0.26	-1.04	-1.04	-0.36	-0.91	-0.55	0.12	0.98	0.66	-0.62	-1.05	-1.01	-0.46	-1.62	-1.63	-0.50	-1.10	-1.06
3	-0.01	0.08	0.66	-0.23	-0.61	-0.10	-0.05	-0.25	0.41	-0.23	-1.13	-1.15	-0.03	-0.73	-0.09	-0.17	-0.36	0.31	-0.31	-0.78	-0.33	-0.28	-1.28	-1.34
(-1,+1)	0.34	1.02	0.96	-1.91	-2.73**	-2.62***	-1.18	-1.79*	-0.93	-1.64	-3.26***	-2.85***	0.45	1.13	0.97	-2.29	-2.70**	-3.17***	-0.86	-1.70*	-1.01	-1.43	-2.89***	-3.12***

Estos resultados son consistentes con la evidencia previa acerca de la reacción del precio a los anuncios de beneficios posteriores a las ampliaciones de capital obtenida por Cornett, Mehran y Tehranian (1998), Rangan (1998), Jegadeesh (2000) y Denis y Sarin (2001), en el mercado norteamericano, aunque contraria a la obtenida por Shivakumar (2000) y Brous, Datar y Kini (2001), en este mismo mercado, y con la alcanzada por Farinós, García e Ibáñez (2003) en el mercado español. En particular las diferencias con los resultados obtenidos por estos últimos autores en el mercado español podrían deberse a diferencias en los criterios aplicados para construir la muestra de empresas emisoras, en el periodo temporal considerado, en los anuncios de beneficios y en el modelo de rentabilidades esperadas.

Frente al corto periodo postemisión de un año considerado por estos autores, nosotros utilizamos un periodo subsiguiente de tres años que permite captar mejor los efectos a largo plazo de las ampliaciones de capital con derechos y la respuesta de los inversores a los anuncios de beneficios, y que resulta más acorde con los horizontes temporales habituales en la literatura empírica. De conformidad con este periodo, y para evitar el solapamiento de efectos, para formar parte de la muestra de emisoras hemos aplicado un criterio mucho más estricto, que el de no realizar otra ampliación en el año que sigue a la ampliación, consistente en no incorporar a la muestra ninguna emisión de una sociedad que haya realizado otra ampliación en el periodo que va desde el tercer año anterior hasta el tercero posterior a la emisión. Por otra parte, en consonancia con el periodo anual para el que realizan las predicciones de beneficios los analistas en el mercado español, utilizamos anuncios de beneficios anuales en lugar de trimestrales como hacen Farinós et al (2004), siguiendo la literatura norteamericana. Asimismo, estos autores controlan por tamaño y BTM a la hora de estimar las rentabilidades anormales en los anuncios de beneficios.

Para comprobar si las diferencias de resultados se deben a este último punto, reestimamos las rentabilidades anormales de los anuncios de beneficios en (6), utilizando como modelo de generación de rendimientos el modelo de tres factores de Fama y French (1992),

$$RA_{it} = (R_{it} - R_{ft}) - \left[\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (R_{Mt} - R_{ft}) + \hat{s}_i SMB_t + \hat{h}_i HML_t \right] \quad (7)$$

donde R_{it} y R_{Mt} se definen como en (6), R_{ft} es la rentabilidad del activo libre de riesgo, SMB_t la del factor tamaño calculada como diferencia entre la rentabilidad media de las empresas pequeñas y grandes manteniendo constante el ratio BTM, HML_t es la diferencia entre la rentabilidad media de los activos con ratio BTM alto y el rendimiento medio de los títulos con ratio BTM bajo manteniendo constante el tamaño y $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$, \hat{s}_i y \hat{h}_i son los coeficientes estimados del modelo de Fama-French con datos del periodo de estimación.

Las rentabilidades anormales estimadas con la ecuación (7) se presentan a la izquierda del panel B del cuadro 6 para todas las empresas y en las columnas de la derecha para las compañías con beneficio positivo. Se aprecia que después de controlar el riesgo asociado a las factores tamaño y BTM, los resultados son cualitativamente similares a los obtenidos utilizando el modelo de mercado como modelo de generación de rentabilidad. Las rentabilidades anormales del anuncio de beneficios previo a la ampliación son positivas, aunque no estadísticamente significativas en ambos grupos de empresas, mientras que en los anuncios posteriores son significativamente negativas, concentrándose en los tres días que rodean el anuncio: el anterior, el del anuncio y el siguiente, con pequeñas diferencias en la magnitud de los rendimientos extraordinarios calculados respecto a los obtenidos con el modelo de mercado.



Por tanto, parece que el mercado castiga severamente los anuncios de beneficios posteriores de las empresas emisoras. Esto parece confirmar la idea de que las expectativas iniciales de los inversores sobre los beneficios futuros de estas empresas son demasiado optimistas, y que su reacción es negativa cuando se hacen públicos los beneficios reales en el periodo post-oferta, reveladores de que los directivos no disponían de proyectos de inversión con valor actualizado neto positivo en el momento de la emisión.

7. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha comprobado primero que las ampliaciones de capital en el mercado de capitales español producen rentabilidades anormalmente negativas en un periodo subsiguiente de tres años. Posteriormente, se ha estudiado si este comportamiento anómalo de las rentabilidades se debe a las expectativas optimistas de los inversores acerca de las perspectivas futuras de las empresas emisoras, y si estas creencias vienen inducidas por las predicciones excesivamente favorables de los analistas financieros sobre los beneficios futuros de estas empresas. Asimismo, se ha analizado si la tendencia anómala de los precios a seguir bajando tras las ampliaciones de capital es fruto del desencanto del mercado con la evolución posterior de las compañías emisoras.

La evidencia obtenida muestra que las ampliaciones de capital con derechos preferentes generan rentabilidades anormalmente negativas en un periodo de tres años posterior a la emisión de las nuevas acciones. Las rentabilidades detectadas son robustas a la utilización de distintos modelos de rentabilidades esperadas, contrastes estadísticos y ajustes por riesgo.

Por otra parte, los resultados obtenidos reflejan que los analistas emiten predicciones de beneficios inusualmente favorables de las empresas que amplían capital con derechos, tanto cuando el contraste se realiza mediante un análisis univariante como cuando se efectúa con una regresión multivariante con datos de panel. Además, estos resultados se repiten una vez corregido el mayor sesgo optimista de las empresas con beneficio negativo y, en general, se mantienen con las distintas formas utilizadas para estimar los errores de predicción. Adicionalmente, se detecta que cuanto mayor es el sesgo optimista de los analistas peores son las rentabilidades post-oferta.

Finalmente, se ha comprobado que el mercado reacciona negativamente a los anuncios de beneficios post-emisión, viéndose desfavorablemente sorprendidos por su contenido informativo. Dadas las restricciones institucionales al arbitraje este resultado confirma que los inversores son inicialmente demasiado optimistas sobre los beneficios futuros en el momento de la ampliación, desengañándose posteriormente a medida que van conociendo que los beneficios reales son inferiores a los esperados. De esta forma estos resultados son coherentes con que la evolución desfavorable de los precios en los años siguientes a la decisión de ampliar capital puede deberse a una corrección gradual del exceso de optimismo sobre los beneficios futuros de estas compañías.

En conjunto, nuestros resultados apuntan a que la mala evolución en la rentabilidad tras las ampliaciones de capital se debe a que el mercado sobreestima inicialmente los beneficios potenciales futuros de estas compañías ayudado, en parte, por las predicciones excesivamente optimistas difundidas por los analistas financieros.

Apéndice 1

Correlación entre errores de predicción y el ratio beneficio-precio

Se recogen en este cuadro los coeficientes de correlación de Spearman entre los errores de predicción y el ratio beneficio-precio 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 I/B/E/S, los errores de predicción a uno y tres años en diciembre de cada año del periodo muestral, deflactados tanto por el precio como por el valor absoluto de la predicción. *** denota una significación estadística del 1%.

Panel A. Predicciones a corto plazo (un año)					
	1	2	3	4	5
1. Error deflactado por la predicción	--	0.922***	0.023	-0.030	0.027
2. Error deflactado por el precio	--	--	0.224***	0.349***	0.347***
3. Ratio beneficio-precio	--	--	--	0.713***	0.293***
4. Predicción ratio beneficio-precio	--	--	--	--	0.373***
5. Ratio BTM	--	--	--	--	--
Panel B. Predicciones a largo plazo (tres años)					
1. Error deflactado por la predicción	--	0.918***	-0.067	-0.083	0.023
2. Error deflactado por el precio	--	--	0.157***	0.254***	0.301***
3. Ratio beneficio-precio	--	--	--	0.405***	0.178***
4. Predicción ratio beneficio-precio	--	--	--	--	0.251***
5. Ratio BTM	--	--	--	--	--

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.
- Arcas, M., y Rees, W. (1999). Regularities in the Equity Price Response to Earnings Announcements in Spain. *The European Accounting Review*, 8, 585-607.
- Barber, B. y Lyon, J. (1997). Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Tests Statistics. *Journal of Financial Economics*, 43, 341-472.
- Bernard, V., y Thomas, J. (1989). Post Earnings Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium. *Journal of Accounting Research*, 27, 1-36.
- Boehmer, E.; Musumeci, J. y Poulsen, A. (1991). Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance. *Journal of Financial Economics*, 30, 253-272.
- Brav, A., Geczy, C., y Gompers, P. (2000). Is the Abnormal Returns Following Equity Issuances Anomalous?. *Journal of Financial Economics*, 56, 209-249.
- Brous, P., 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.
- Bulter, K. 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.

- 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.
- Ching, R., Firth, M., y Rui, O. (2002), Earnings Management, Corporate Governance and the Market Performance of Seasoned Equity Offerings, Working Paper, Hong Kong Polytechnic University.
- Cornett, 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.
- Daniel, K., Hirshleiffer, D., y Subrahmanyam, A. (1998). Investor Psychology and Security Market Under and Over-Reaction. *Journal of Finance*, 53, 1839-1886.
- 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. 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.
- Eckbo, E., Masulis, R., y Norli, O. (2000). Seasoned Public Offerings: Resolution of the "New Issues Puzzle". *Journal of Financial Economics*, 56, 251-291.
- Fama, E. y French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47, 427-466.
- Fama, E. (1998). Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- Farinós, J., García, J., e Ibáñez, A. (2003). Is the Long-Run Underperformance of Seasoned Equity Issues Irrational?. Evidence from Spain, *XI Foro de Finanzas*, Alicante.
- García, C., Herrero, B., e Ibáñez, A. (2004). Estudio del Efecto Informativo del Anuncio de Beneficios Trimestrales. *XII Foro de Finanzas*, Barcelona.
- 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.
- 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.

-
- Kabir, R., y Roosenboom, P. (2002). Can Stock Market Anticipate Future Operating Performance. *Erasmus Research Institute of Management, ERIM Report Series Research in Management*, ERS-2002-102-F&A.
 - Kang, J.; Kim, Y. y Stulz, R. (1999). The Underreaction Hypothesis and the New Issue Puzzle: Evidence from Japan. *The Review of Financial Studies*, 12, 519-534.
 - Kothari, S. y Warner, J. (1997). Measuring Long-Horizon Security Price Performance. *Journal of Financial Economics*, 43, 301-339.
 - Lakonishok, J., Shleifer, A., y Vishny, R. (1994). Contrarian Investing, Extrapolation, and Risk. *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
 - 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.
 - Levis, M. (1995). Seasoned Equity Offering and the Short- and Long-run Performance of Initial Public Offering in the UK, *European Financial Management*, 1, 125-146.
 - Loughran, T. y J. Ritter (1995). The New Issues Puzzle. *Journal of Finance*, 50, 23-51.
 - Loughran, T. y Ritter, J. (1997). The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings. *Journal of Finance*, 52, 1823-1850.
 - Lyon J.; Barber, B. 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. (2001). Market Efficiency and Seasoned Equity Offerings. Presented in the *Financial Management Association Annual Meeting*.
 - McLaughlin, R., Safieddine, A., y Vasudevan G., (1996). The Operating Performance of Seasoned Equity Issuers. Free Cash Flow and Post-Issue Performance, *Financial Management*, 25, 41-53.
 - McNichols, M. y O'Brien, P. (1997). Self-selection and Analyst Coverage. *Journal of Accounting Research*, 35, 167-199.
 - Mian, G. y Teo, T. (2001). Do Errors in Expectations Explain the Cross-section of Stock Returns? *Working paper*, National University of Singapore.
 - Mitchell, M. y Sttaford, E. (2000). Managerial Decisions and Long Term Stock Price Performance, *Journal of Business* 73: 287-329.
 - Myers, S., y Majluf, N. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187-222.
 - O'Brien, P. (1988). Analysts' Forecasts as Earnings Expectations. *Journal of Accounting and Economics*, 10, 53-83.

- Pastor, M. y Martín, J.L. (2004). Long-run Performance of Spanish Seasoned Equity Issues with Rights. *International Review of Financial Analysis*, 13, 191-215.
- Pastor, M.J. y Poveda, F. (2005). Earnings Management as an Explanation of the Equity Issue Puzzle, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-AD 2005-04.
- Rajan, R. y Servaes, H. (1997). Analyst Following of Initial Public Offerings. *The Journal of Finance*, 52, 507-529.
- Rangan, S. (1998). Earning Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics*, 50, 101-122.
- Richardson, S., Teoh, S. y Wysocki, P. (2001). The Walkdown to Beatable Analyst Forecasts: The Roles of Equity Issuance and Insider Trading Incentives. *Working Paper*, University of Michigan.
- Sanabria, S. (2004). Comportamiento de los precios y volúmenes de negociación ante anuncios de beneficios anuales. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2004-03.
- Shivakumar, L. (2000). Do Firms Mislead Investors by Overstating Earnings before Seasoned Equity Offerings?. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 339-371.
- Spiess, D. 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, (1993). Computer Intensive Methods for Tests about the Mean of an Assymmetrical Distribution, *Journal of American Statistical Association*, 88, 802-808.
- Teoh, S. y Wong, T. (2002). Why New Issues and High-Accrual Firms Underperform: The Role of Analysts' Credulity. *Review of Financial Studies*, 15, 869-900.
- Teoh, S., Welch, I., y Wong, T. (2002). Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics*, 50, 63-90.