

LOS COSTES DE EMISION EN LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL

*Juan Francisco Martín Ugedo**

Este trabajo analiza los costes directos de emisión de los aumentos de capital efectuados en el mercado de capitales españoles entre 1989 y 1997. Los resultados ponen de manifiesto una relación significativa entre el hecho de que un intermediario financiero asegure la emisión y el incremento en los costes que la misma experimenta. También se ha comprobado la existencia de elevados costes fijos y una relación negativa tanto del tamaño de la emisión, como de la concentración del accionariado con los costes de flotación. Estos resultados son coincidentes con la evidencia internacional previa.

Palabras clave: *mercados financieros, ampliación de capital, costes, España, 1989-1997.*

Clasificación JEL: *G32.*

1. Introducción

El presente trabajo estudia los costes directos de emisión de las ampliaciones de capital efectuadas en el mercado de capitales español entre 1989 y 1997, prestando especial interés a sus factores determinantes. El propósito de este análisis, del que no existe evidencia previa en el mercado español, aunque sí en otros mercados (Smith, 1977; Eckbo y Masulis, 1992 y 1995; Ginglinger, 1996; Gajewski y Ginglinger, 1998; y Armitage, 2000), no es el de contrastar ninguna teoría, sino el de proporcionar referentes que puedan ser de utilidad a la hora de futuras emisiones. Por tanto, no se estudia la motivación de la decisión de ampliar capital ni su efecto sobre el valor de la empresa, aspectos de los que sí existe evidencia previa reciente en el mercado español (Arrondo, Gómez y Fernández, 2000; Martín, 2000; Pastor y Martín, 2000; y Reyes, Verona y Jordán, 2000),

sino que se cuantifican los costes de emisión y se establecen sus variables explicativas.

En este trabajo se ha procedido a estimar los costes relativos de la emisión, medidos como el cociente entre los costes directos de emisión y el importe efectivo de la misma. Los resultados muestran unos costes para las empresas no financieras de 3,61 por 100 y 1,75 por 100, según la emisión fuera asegurada o no; y de 1,27 por 100 para las empresas financieras (en este caso ninguna fue asegurada).

También se examinan los factores determinantes de estos costes. Como variable dependiente se han considerado los costes relativos de flotación y como variables independientes una serie de factores que en teoría podrían tener alguna capacidad explicativa. Previo al análisis de regresión, que es el que se emplea para intentar explicar los factores de los que dependen los costes de emisión, se ha examinado la matriz de correlaciones que incluye todas las variables, la dependiente y las independientes. De este modo, a la hora de introducir una variable en los distintos modelos de regresión empleados,

* Universidad de Murcia.

se toma en consideración su capacidad explicativa y los posibles problemas de multicolinealidad. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de elevados costes fijos de emisión. Igualmente, se observa una relación negativa tanto del importe efectivo de la emisión, como de la concentración del accionariado con los costes relativos de flotación. Esta evidencia es similar a la observada previamente en otros mercados.

El resto del trabajo se ha estructurado en cuatro apartados. En el segundo se presenta la evidencia internacional previa. En el apartado tercero se describe el proceso de selección de datos y la metodología de investigación. El apartado cuarto se centra en el análisis de los resultados. Para finalizar, en el apartado quinto se presentan las conclusiones.

2. Evidencia empírica previa

Aunque no tan abundante como en otras líneas de investigación, existe evidencia internacional previa de los costes directos de emisión de diversos activos financieros. Un primer estudio que intenta cuantificar estos costes es el de Smith (1977). En él examina, para el mercado norteamericano, los procedimientos más empleados de ampliar capital; en concreto, las ventas en firme (*firm commitment*) y las emisiones con derechos de suscripción preferente, tanto aseguradas como sin asegurar. Como se observa en el Cuadro 1, obtiene los costes relativos más elevados, 6,17 por 100, en las ventas en firme. Este procedimiento de emisión, el más empleado en el mercado norteamericano, se caracteriza porque los socios carecen de prioridad a la hora de adquirir los nuevos títulos. Consiste en la compra de la totalidad de la emisión por un intermediario financiero, que intentará, en la mayoría de las ocasiones, obtener un beneficio mediante la venta posterior de las acciones. Por tanto, este método de emisión garantiza la colocación de todos los títulos y soporta costes de flotación de carácter fijo, es decir que no dependen del número de títulos que el intermediario financiero sea capaz de colocar.

En ese mismo trabajo, Smith (1977) observó unos costes de 6,05 por 100 para las emisiones con derechos aseguradas, y de 2,45 por 100 para las no aseguradas. Las emisiones con derechos, que son las más empleadas en todos los demás mercados, se caracterizan por dar prioridad a los antiguos accionistas a la hora de suscribir la nueva emisión. De este modo, los derechos políticos y económicos de los antiguos accionistas se ven salvaguardados. Si la emisión se encuentra asegurada, el intermediario financiero se compromete a adquirir los títulos no vendidos a un precio especial. Por tanto, las emisiones con derechos aseguradas, además de garantizar la colocación de los títulos¹, se caracterizan por tener dos tipos de costes, unos fijos y otros de carácter variable, estando estos últimos en función del número de acciones que finalmente tenga que suscribir la entidad aseguradora. Por contra, en las emisiones sin asegurar, la colocación de los títulos no está garantizada y la empresa emisora sólo soporta costes fijos de emisión.

Existe una forma alternativa de garantizar el éxito de una ampliación mediante derechos sin necesidad de recurrir al aseguramiento. Esta consiste en efectuar la emisión con un gran descuento, es decir, fijando un precio de emisión bajo con respecto al precio de mercado. De este modo, el valor del derecho será alto y, en consecuencia, los antiguos accionistas no dejarán en ningún caso que los derechos expiren. Por tanto, suscribirán las acciones nuevas que les correspondan o solicitarán que se vendan los derechos que les pertenezcan. Además, las ampliaciones con derechos de suscripción preferente no aseguradas suelen contar con el apoyo de los accionistas mayoritarios, siendo ésta una manera indirecta de garantizar la colocación (Hansen, 1989). De este modo, no resulta extraño que las emisiones con derechos sin garantizar, efectuadas en el mercado norteamericano, se suscriban en su totalidad, mientras que las que sí están garantizadas lo sean en, aproximadamente, el 85 por 100,

¹ Una emisión puede encontrarse asegurada parcialmente. En ese caso, el intermediario financiero sólo se encuentra obligado a suscribir hasta un determinado porcentaje de acciones.

CUADRO 1
COSTES DE EMISION EN LAS AMPLIACIONES DE CAPITAL DE LAS EMPRESAS NO REGULADAS
(En %)

Procedimiento de emisión	SMITH (1977) EE UU	ECKBO y MASULIS (1992) EE UU	LEE <i>et al.</i> (1994) EE UU	GINGLINGER (1996) Francia
Emisiones con derechos de suscripción preferente sin asegurar	2,45	1,82	-	1,38
Emisiones con derechos de suscripción preferente aseguradas	6,05	4,23	-	1,83
Ventas en firme	6,17	6,09	7,11	2,62

debiendo la entidad aseguradora hacer frente al 15 por 100 restante (Signh, 1992).

Con posterioridad al trabajo de Smith (1977), Eckbo y Masulis (1992), en el mercado norteamericano, y Ginglinger (1996), en el francés, obtienen una tendencia similar (vase Cuadro 1). Es decir, la evidencia empírica pone de manifiesto que las ventas en firme soportan unos costes de flotación superiores a las emisiones con derechos de suscripción preferente sin asegurar, situándose las ampliaciones con derechos de suscripción preferente aseguradas en un punto intermedio.

En el caso de que los aumentos de capital se efectúen mediante venta en firme, se han constatado costes superiores cuando el acuerdo entre el asegurador-intermediario financiero y la empresa emisora se alcanza a través de una negociación directa a cuando se hace por subasta o concurso público (Bhagat y Frost, 1986), así como cuando no se recurre a la modalidad de «capital autorizado» con respecto a cuando sí se emplea (Bhagat, Marr y Thompson, 1985).

Para el mercado británico, Armitage (2000) examina conjuntamente todas las emisiones con derechos, tanto las aseguradas como las que prescinden de asegurar la emisión. Para esta muestra, observa que los costes de emisión que no dependen del aseguramiento promedian 4,18 por 100. Los costes totales que obtiene, 5,78 por 100, resultan de sumar al 4,18 por 100, los costes de aseguramiento. Por tanto, a diferencia de los trabajos referenciados en el Cuadro 1, en éste no se distingue entre emi-

siones aseguradas y no aseguradas, sino entre costes independientes del aseguramiento, para la totalidad de la muestra, y costes totales, que tampoco se corresponden, *stricto sensu*, con los de las emisiones aseguradas.

También existe evidencia relativa a otras alternativas de financiación. Así, Lee, Lochhead, Ritter y Zhao (1994) examinan no sólo los costes de emisión de las ventas en firme efectuadas en el mercado norteamericano, sino también las emisiones de obligaciones y las salidas a bolsa. Los costes de flotación medios se sitúan en un 7,11 por 100 en las ventas en firme, cifra superior al 3,79 por 100 y 2,24 por 100 que obtienen para las emisiones de obligaciones convertibles y no convertibles, respectivamente; e inferior al 11 por 100 de las salidas a bolsa. En el mercado español sólo existe una evidencia de los costes de privatización de empresas públicas enajenadas parcial o totalmente a través de Oferta Pública de Venta, para los que los costes directos de emisión han alcanzado un 4 por 100 (Bel, 1998).

Con el fin de estudiar los factores determinantes de los costes de flotación, algunos trabajos han efectuado diversos análisis de regresión en los que toman los costes relativos de emisión como variable dependiente y una serie de factores como variables independientes (Eckbo y Masulis, 1992 y 1995, en el mercado norteamericano; Gajewski y Ginglinger, 1998, en el francés y Armitage, 2000, en el británico). Los modelos planteados por estos trabajos son muy diversos, desde el momento en el que algunos de ellos examinan de forma separada los factores expli-

cativos para cada método de emisión, mientras que otros efectúan el análisis conjunto e introducen variables *dummy* para comprobar si el método de emisión, ventas en firme *versus* emisiones con derechos y emisiones con derechos aseguradas *versus* no aseguradas, es un factor determinante de los costes. De igual modo, unos estudios examinan de modo separado las empresas que pertenecen a sectores regulados de las que no son reguladas, y otros no. Tampoco son totalmente coincidentes las variables explicativas empleadas en estos estudios. No obstante, en todos ellos tratan de comprobar si el método de emisión es explicativo de los resultados, si los costes relativos son una función decreciente del importe de la emisión y si existen costes fijos. También coinciden en examinar, de una forma u otra, la influencia del riesgo, tanto de la empresa que aumenta capital como de la emisión, y de la estructura de propiedad en los resultados.

Los resultados obtenidos en estos trabajos muestran que existen elevados costes fijos y que los costes relativos de flotación son una función decreciente y convexa con respecto del importe de la misma (economías de escala). También han puesto de manifiesto que los costes de las ventas en firme son significativamente superiores a los de las emisiones con derechos, y que dentro de estas últimas el aseguramiento es un factor determinante. La evidencia con respecto a otras variables no es concluyente, ya que depende del mercado analizado, del modelo examinado y de la forma de medir la variable. No obstante, Armitage (2000) observa que la concentración del accionariado reduce los costes de flotación, y Eckbo y Masulis (1992, 1995) y Gajewski y Ginglinger (1998) comprueban que, con algunas medidas de riesgo y en algunos modelos, el riesgo los incrementa.

3. Selección de datos y metodología de investigación.

Muestra y datos

La muestra utilizada para la realización de este estudio se compone de los anuncios de ampliaciones de capital que supon-

gan aportación de fondos que figuren en el registro oficial de comunicaciones previas de la CNMV, correspondientes a empresas que actualmente coticen en el mercado continuo, y que no sean una consecuencia de una operación de fusión, absorción u otro tipo de reestructuración financiera. El período de análisis comprende desde febrero de 1989 hasta septiembre de 1997. Además, se requiere que su anuncio no se encuentre contaminado por otros eventos de la empresa a lo largo del intervalo (-10, 10), donde el día -1 es el de comunicación previa a la CNMV.

Así, la muestra queda compuesta por un total de 63 anuncios pertenecientes a 45 empresas. Del total de anuncios, 57 corresponden a sociedades no financieras y 6 a financieras. Todos los aumentos de capital se efectuaron mediante derechos de suscripción preferente². En el Cuadro 2 aparece el número de anuncios y sociedades distribuidos por sectores de actividad, según la clasificación sectorial de la Bolsa de Madrid.

La información necesaria para el desarrollo del presente trabajo procede de distintas fuentes. La relativa a la cuantía de los costes directos, al importe efectivo y número de acciones emitido, al precio de emisión, al hecho de que la emisión se encuentre asegurada o no, y la utilización o no de la modalidad de capital autorizado se ha obtenido de los folletos de emisión que se encuentran depositados en la CNMV³. La estructura accionarial se conoce a partir de las participaciones significativas en sociedades cotizadas registradas por la CNMV.

Las rentabilidades se han calculado a partir de los precios de cierre diarios de los títulos afectados, corregidos por ampliaciones de capital y dividendos. Para determinar el descuento al que

² Aunque desde la entrada en vigor de la Ley de Sociedades Anónimas, en 1989, las empresas que aumentan capital en el mercado español pueden excluir los derechos de suscripción preferente, en el período analizado sólo han hecho uso de esa posibilidad en caso de reestructuración financiera, conversión de obligaciones, etcétera. En consecuencia, en nuestra muestra no figura ninguna venta en firme.

³ El importe efectivo de la emisión también figura en la comunicación previa a la CNMV.

CUADRO 2

**DISTRIBUCION DE LOS ANUNCIOS
POR SECTORES**

Sector	Número de anuncios	Número de empresas
Alimentación	2	2
Bancos y financieras	6	6
Comunicación.....	2	1
Construcción.....	8	5
Eléctricas	4	4
Inversión	1	1
Metal-mecánica	5	4
Otras industrias y servicios	18	12
Petróleo y químico.....	17	10
Total	63	45

fueron emitidas las acciones, además del precio de emisión que figura en el folleto, se han empleado precios sin ajustar que se han obtenido del Sistema de Información Bursátil (SIB) y de la prensa económica.

En el Cuadro 3 se recogen las principales características de la muestra. En ella se puede observar que los costes de emisión de las empresas financieras son inferiores a los de las no financieras. Esto puede deberse, entre otras razones, a que los aumentos de capital llevados a cabo por las entidades financieras no se encuentran en ningún caso asegurados, así como al mayor importe de estas emisiones, lo que provocará, en el caso de existir economías de escala, unos menores costes en términos relativos. De igual modo, se puede observar, dentro de las emisiones efectuadas por empresas no financieras, unos mayores costes en las ampliaciones de capital que se encuentran aseguradas, 3,61 por 100, frente a las no aseguradas, 1,75 por 100.

También se observa en el Cuadro 3 que el número de acciones emitidas es muy importante en términos relativos, situándose en torno al 50 por 100 de las que disponía antes de la ampliación. En cuanto al descuento, el de las empresas financieras es muy superior al de la muestra de empresas no financieras, 51,16 por 100 *versus* 21,67 por 100. Estos valores son, en

CUADRO 3

**VALORES MEDIOS (MEDIANAS)
DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA
ANALIZADA DE AMPLIACIONES DE CAPITAL**

Característica de la oferta	Empresas no financieras	Empresas financieras	Total
Número de emisiones	57	6	63
Importe efectivo (en miles de millones de pesetas).....	7,390 (4,863)	14,203 (9,381)	8,627 (6,563)
Número de acciones emitido/número de acciones previo a la emisión (%).....	44,950 (79,974)	51,393 (34,999)	45,476 (15,000)
Descuento (%) ¹	21,646 (36,929)	51,162 (32,316)	24,148 (37,942)
Costes de emisión/importe efectivo de la emisión (%).....	2,215 ² (1,630)	1,268 (1,110)	2,138 (0,669)

NOTAS:

¹ El descuento se calcula como: (precio de mercado - precio de emisión)/precio de mercado.

² Los costes de emisión de las empresas no financieras se pueden desglosar en un 3,61 por 100 en el caso de que la emisión se encuentre asegurada y un 1,75 por 100 en caso de que no lo esté. Las emisiones de las empresas no financieras se encuentran todas sin asegurar.

Como consecuencia de la falta de algunos datos, la información referida al cociente (número de acciones emitido/número de acciones previo a la emisión) corresponde a 49 anuncios, 45 de empresas no financieras, y 4 de financieras. Igualmente, para el descuento, el número de anuncios para la elaboración del cuadro se ha reducido a 59, como consecuencia de disponer de los datos de sólo 53 anuncios de empresas no financieras.

ambos casos, muy superiores a los observados en el mercado norteamericano, 8,3 por 100 en la muestra de empresas no reguladas (Eckbo y Masulis, 1992). Además, están más en consonancia con los descuentos detectados en otros países europeos, 37,87 por 100 en Grecia (Tsangarakis, 1996), 22 por 100 en Francia (Gajewski y Ginglinger, 1998) y 21 por 100 en Reino Unido (Armitage, 2000).

Metodología y variables explicativas

El estudio de los factores explicativos de los costes de emisión se ha desarrollado para dos muestras. En primer lugar se

ha realizado para la muestra total y, a continuación, para la de empresas no financieras. No se ha considerado oportuno efectuar el análisis exclusivamente para las empresas financieras dado el reducido tamaño de esa muestra.

La metodología empleada ha sido la del análisis de regresión, estimándose los distintos modelos por mínimos cuadrados ordinarios, con la corrección de White (1980) en los casos en que ha habido problemas de heteroscedasticidad. No obstante, con anterioridad a este análisis, se ha procedido a examinar la matriz de correlaciones que contiene la variable dependiente y las distintas variables independientes. Este estudio permitirá determinar qué variables se toman en consideración en el análisis de regresión, en función de su capacidad explicativa y de los problemas de multicolinealidad que presenten entre ellas.

Los costes estimados de emisión sobre el importe efectivo de la misma, expresado en tanto por ciento, es la variable dependiente del análisis de regresión (*GEM*). En él, el término constante toma el valor 0 si no existen costes fijos, y positivo cuando sí existan. A continuación se definen las variables independientes empleadas:

- *Variables relacionadas con el tamaño de la emisión.* *IMP* es el importe efectivo en miles de millones de pesetas, *IMP2* es esa cifra al cuadrado, e *INCNAACC* es el incremento relativo, en tanto por uno, en el número de acciones. Se espera que el signo del coeficiente asociado a *IMP* sea negativo y el de *IMP2* positivo, lo que indicaría que los costes de emisión son una función decreciente y convexa con respecto al importe de la misma (economías de escala). En cuanto a la tercera de ellas, Eckbo y Masulis (1992, 1995) consideran que podría tomar un valor positivo, lo que se interpretaría como que el incremento en el número de acciones aumenta los problemas de selección adversa. Por contra, podría tener signo negativo, ya que se trata de una variable muy parecida a *IMP*.

- *Concentración del accionariado.* *CONC1* indica el porcentaje de acciones que posee el accionista mayoritario. *CONC2* señala el porcentaje de acciones que son propiedad de los dos accionistas principales. *CONC3*, *CONC4* y *CONC5* son medidas

similares pero para el porcentaje de acciones propiedad de los tres, cuatro y cinco accionistas mayoritarios, respectivamente. La concentración del accionariado reduce el riesgo de que la emisión resulte fallida, así como los costes asociados a su comercialización. Se espera, por tanto, que su coeficiente tome signo negativo.

- *Medidas de riesgo.* En concreto, *DTT* y *DTM* son las desviaciones típicas de la rentabilidad de las acciones de la sociedad emisora y del mercado, respectivamente; β es el riesgo sistemático de las acciones de la sociedad; y *RUN* es la rentabilidad acumulada de las acciones de la empresa emisora. En todos los casos, el período empleado para estimar los valores que toman dichas variables es (-181, -22), siendo el día -1 el del registro de la comunicación previa a la CNMV⁴. Cabe esperar una relación positiva entre las tres primeras medidas de riesgo y los costes de emisión, razón por la que sus coeficientes deberían tener signo positivo. En cuanto a la variable *RUN*, diversos trabajos consideran que una elevada rentabilidad previa por parte de la empresa aumenta el riesgo de la emisión. En ese caso, la variable *RUN* también debería tener un coeficiente positivo.

- *Aseguramiento de la emisión.* *ASEG* es una variable *dummy* que toma el valor 1, si la emisión se encuentra total o parcialmente asegurada, y 0 en caso contrario. Cabe esperar, al igual que en la evidencia empírica previa, que los aumentos de capital asegurados soporten mayores costes y, por tanto, que el coeficiente de esta variable sea positivo.

- *Descuento en el precio de emisión.* *DESC* es el tanto por uno de reducción del precio de emisión con respecto al precio de mercado de las acciones emitidas (descuento). Un gran descuento puede reducir los costes, ya que facilita la venta de los títulos, y puede hacer innecesario acudir a un intermediario financiero para asegurar la emisión. Por contra, al tener que

⁴ Adicionalmente, las variables *DTT* y β han sido calculadas en otros dos períodos alternativos. Uno, que comprende varios días previos y posteriores a la ampliación (-101, -22; 21, 100); y otro situado con posterioridad al aumento de capital (21, 181). Los resultados que se obtienen cuando se emplean estos períodos alternativos no se presentan, pero son similares.

emitir más títulos para obtener un mismo volumen de financiación, podría incrementar los costes que son independientes del aseguramiento de la emisión.

- *Delegación en el Consejo de Administración.* *CAPAUT* es una variable *dummy* que toma el valor 1 si la decisión de ampliación de capital fue tomada por el Consejo de Administración haciendo uso de la delegación concedida por la Junta de Accionistas (capital autorizado), y 0 en caso contrario. De tener relación con los costes de emisión, cabría esperar que fuera negativa, ya que la modalidad de capital autorizado flexibiliza el proceso de ampliación de capital.

- *Tipo de empresa.* *FIN* es una variable *dummy* que toma el valor 1 si la empresa emisora no es financiera, y 0 en otro caso.

4. Resultados

En primer lugar, se ha procedido a analizar los determinantes de los costes para la totalidad de la muestra para, con posterioridad, centrarnos exclusivamente en las emisiones efectuadas por empresas no financieras. Como paso previo al análisis de regresión se ha estudiado la matriz de correlaciones. Como se observa en el Cuadro A1 del Anexo, sólo el aseguramiento de la emisión, *ASEG*, y las variables relacionadas con la concentración del accionariado poseen una relación estadísticamente significativa al 1 por 100 con los costes relativos de la emisión. Dada la lógica correlación existente entre las distintas medidas empleadas de concentración, en el análisis de regresión sólo emplearemos el porcentaje de acciones propiedad de los tres accionistas mayoritarios, *CONC3*, que es la que presenta un coeficiente de correlación mayor. No obstante, los resultados son similares cuando se utilizan las otras medidas de concentración.

Conviene resaltar la elevada correlación existente entre las distintas medidas de concentración y la variable *ASEG*. Esta correlación es totalmente lógica, ya que en las empresas en las que la concentración del accionariado es alta sólo se ampliará capital si los accionistas mayoritarios están convencidos de que la operación resultará exitosa, acudiendo ellos mismos a la

ampliación en la mayoría de las ocasiones, razón por la que deciden reducir los costes no asegurándola. Para evitar, en la medida de lo posible, los problemas que plantea la multicolinealidad, en la mayoría de los modelos presentados no se hacen coincidir ambas variables.

Además de las variables previamente citadas, sólo el importe efectivo de la emisión, *IMP*, y las rentabilidades acumuladas previas de la empresa emisora, *RUN*, están estadísticamente correlacionadas con los costes relativos de la emisión, aunque sólo a un nivel del 10 por 100. También es de resaltar, dado el carácter sustitutivo que la teoría les concede, la ausencia de relación entre el descuento en el precio de emisión, *DESC*, y el aseguramiento.

Teniendo en cuenta los aspectos resaltados de la matriz de correlaciones, en el análisis de regresión se han introducido las variables con mayor capacidad explicativa, aunque puntualmente se han tomado en consideración la delegación, o no, de la decisión en el Consejo de Administración, *CAPAUT*, y el que la empresa fuera o no, financiera, *FIN*.

Los resultados más significativos de los análisis de regresión quedan reflejados en el Cuadro 4. Los diferentes modelos, en especial las regresiones 1, 5 y 6, confirman que *CONC3*, y especialmente *ASEG*, son las variables con mayor capacidad explicativa. La significación estadística de *ASEG* confirma que esta variable es determinante de los mayores costes observados en las emisiones aseguradas. Es decir, que no ha sido la influencia de otras variables la que ha provocado los mayores costes de las emisiones aseguradas. En cuanto a la variable *CONC3*, el signo negativo de su coeficiente pone de manifiesto que la concentración del accionariado reduce los costes relativos de emisión. Además, del análisis de las distintas regresiones se advierte que la ordenada en el origen toma un valor positivo, y estadísticamente significativo, y el importe de la emisión negativo, lo que muestra que existen elevados costes fijos de emisión, así como una relación negativa entre el importe de la emisión y los costes de flotación. También conviene resaltar la capacidad explicativa de las rentabilidades acumuladas de las

CUADRO 4

ESTIMACION POR MCO DE LOS COEFICIENTES DE LOS FACTORES DETERMINANTES
DE LOS COSTES DE EMISION PARA LA MUESTRA TOTAL*
Modelo $GEM = \alpha_0 + \alpha_1 ASEG + \alpha_2 IMP + \alpha_3 RUN + \alpha_4 CAPAUT + \alpha_5 CONC3 + \alpha_6 FIN$

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	R ²	R ² ajust.
[1].....	2,103 (2,62)	1,655 (4,31)	-0,007 (-0,61)	0,970 (2,54)	-0,157 (-0,35)	-0,012 (-1,82)	0,292 (0,49)	0,518	0,450
[2].....	1,447 (2,16)	1,756 (4,84)	-0,013 (-1,10)	0,712 (1,82)	0,218 (0,40)		0,224 (0,39)	0,395	0,340
[3].....	1,820 (9,13)	1,790 (5,10)	-0,015 (-1,28)	0,812 (2,30)				0,394	0,363
[4].....	1,674 (10,17)	1,883 (5,45)		0,799 (2,25)				0,377	0,356
[5].....	1,707 (10,07)	1,91 (5,36)						0,324	0,312
[6].....	3,134 (6,81)					-0,023 (-3,21)		0,170	0,153

NOTAS: * El número de observaciones ha sido 63 excepto para las regresiones [1] y [6] en las que, por falta de datos de concentración del accionariado, ha sido de 52. En la regresión [6] ha sido necesario aplicar WHITE (1980) para corregir por heteroscedasticidad. El valor de la t figura entre paréntesis.

acciones de la empresa emisora en el período previo, *RUN*, cuyo coeficiente toma signo positivo. Se comprueba, por tanto, que las variables que resultan explicativas en el mercado español son, en gran medida, coincidentes con la evidencia internacional previa.

El coeficiente de determinación, R^2 , y el coeficiente de determinación ajustado, R^2 ajust., que se presentan en el Cuadro 4 indican la capacidad explicativa de los distintos modelos. Centrándonos en el R^2 ajust., medida que penaliza el uso de variables con escaso poder explicativo, se puede observar que el mayor valor, 0,45, se alcanza para el modelo 1, único caso en que se introducen conjuntamente *ASEG* y *CONC3*, variables que presentan problemas debido a su alta correlación. Los siguientes modelos con mayor R^2 ajustado alcanzan valores en torno a 0,36. Estas cifras son muy parecidas a las obtenidas por Gajewski y Ginglinger (1998) en el mercado francés y Armitage (2000) en el británico, aunque inferiores a las alcanzadas por

Eckbo y Masulis (1995) para la muestra de empresas no reguladas en el mercado norteamericano.

Un proceso similar se ha llevado a cabo para analizar los costes de emisión de las empresas no financieras. En primer lugar se ha examinado la matriz de correlaciones que figura en el Cuadro A2 del Anexo y, a continuación, se presentan los resultados más relevantes del análisis de regresión en el Cuadro 5. Dado que 57 de los 63 elementos que componen la muestra total corresponden a empresas no financieras, la matriz de correlaciones es muy parecida en ambos análisis, razón por la que, a excepción de la pertenencia o no de la empresa al sector financiero, las variables independientes consideradas en el Cuadro 4 son las mismas que las que figuran en el Cuadro 5. No obstante, en este caso, los problemas de multicolinealidad resultan mucho más graves, razón por la que se procede a reflejar la regresión de las principales variables explicativas de una manera aislada.

CUADRO 5

REGRESION DE CORTE TRANSVERSAL DEL PORCENTAJE DE COSTES DE EMISION CONTRA
CARACTERISTICAS DE LA EMPRESA PARA LA MUESTRA DE EMPRESAS NO FINANCIERAS*
Modelo $GEM = \alpha_0 + \alpha_1 ASEG + \alpha_2 IMP + \alpha_3 RUN + \alpha_4 CAPAUT + \alpha_5 CONC3$

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	R ²	R ² ajust.
[1].....	2,609 (4,28)	1,584 (4,04)	-0,002 (-0,08)	0,951 (2,47)	-0,184 (-0,41)	-0,017 (-1,99)	0,527	0,468
[2].....	1,716 (9,56)	1,843 (5,12)		0,769 (2,08)			0,365	0,341
[3].....	1,758 (9,57)	1,860 (5,02)					0,314	0,301
[4].....	3,613 (7,27)					-0,031 (-3,98)	0,262	0,246
[5].....	2,647 (10,64)		-0,059 (-2,55)				0,106	0,090
[6].....	2,167 (11,46)			0,812 (1,82)			0,057	0,040
[7].....	1,718 (3,96)				0,642 (1,33)		0,032	0,014

NOTAS: * El número de observaciones ha sido 57 excepto para las regresiones [1] y [4] en las que, por falta de datos de concentración del accionariado, ha sido de 47. En la regresión [4] ha sido necesario aplicar WHITE (1980) para corregir por heteroscedasticidad. El valor de la t figura entre paréntesis.

Dado que los resultados que se presentan en el Cuadro 5 son muy parecidos a los obtenidos para la muestra total no efectuamos un análisis exhaustivo de los mismos. No obstante, conviene confirmar que en este caso también existen elevados costes fijos de emisión y que el importe efectivo de la misma tiene una relación negativa con los costes de flotación (véase modelo 5). Igualmente, el aseguramiento de la emisión aumenta los costes y la concentración del accionariado los reduce. En cuanto a la capacidad explicativa de los distintos modelos, el coeficiente de determinación ajustado, R^2 ajust., alcanza valores similares a los que presentaba el Cuadro 4 para la muestra total.

5. Conclusiones.

El presente trabajo examina los costes de emisión de los aumentos de capital realizados en el mercado de capitales

español entre 1989 y 1997. Este análisis, del que no existe evidencia previa en el mercado español, cuantifica los costes directos de emisión y establece los factores determinantes de los mismos.

Los costes relativos de emisión promedian 1,27 por 100 para la muestra de empresas financieras y 2,22 por 100 para las empresas no financieras. Además, dentro de la muestra de no financieras, las emisiones aseguradas tienen unos costes relativos de 3,61 por 100 y las no aseguradas de 1,75 por 100. Como se puede observar en estos resultados, el coste promedio de las ampliaciones aseguradas duplica el de las no aseguradas. Esta evidencia es muy parecida a la observada con anterioridad en el mercado norteamericano (Smith, 1977; y Eckbo y Masulis, 1992) y en el francés (Ginglinger, 1996).

El análisis de los factores determinantes de los costes de emisión se efecta para la muestra total y para la muestra de empre-

sas no financieras. No obstante, dado que la muestra total está compuesta en su mayoría por ampliaciones de empresas no financieras, 57 sobre un total de 63, los resultados para ambas muestras son similares. Los resultados de los análisis de regresión ponen de manifiesto que la ordenada en el origen toma un valor positivo, y estadísticamente significativo, y el importe de la emisión negativo, aunque no siempre estadísticamente significativo, lo que revela la existencia de elevados costes fijos de emisión y una relación inversa entre el importe efectivo de la misma y sus costes relativos de flotación. También se ha observado, a través de una variable *dummy* que intenta determinar la influencia del aseguramiento en los costes, que el aseguramiento es una variable explicativa de los resultados y que, en consecuencia, no es la influencia de otras variables la que ha provocado los mayores costes de las emisiones aseguradas. Estos resultados son coincidentes con toda la evidencia internacional previa (Eckbo y Masulis, 1992 y 1995; Gajewski y Ginglinger, 1998; y Armitage, 2000).

También se ha comprobado que la concentración del accionariado reduce los costes de emisión, evidencia coincidente con la detectada por Armitage (2000) en el mercado británico. No obstante, conviene resaltar que existe una alta correlación negativa entre la concentración del accionariado y el aseguramiento de la emisión, correlación lógica ya que en las empresas con alta concentración del accionariado sólo se ampliará capital si los accionistas mayoritarios están convencidos de que la operación resultará exitosa, acudiendo, en muchas ocasiones, ellos mismos a la ampliación, motivo por el que disminuirán los costes de emisión si deciden no asegurar la emisión. Por esta razón, en la mayoría de los modelos no se han introducido simultáneamente ambas variables.

Otra variable con capacidad explicativa es la rentabilidad previa de las empresas emisoras, que ha tomado signo positivo. Esta relación, que suele interpretarse como que un buen comportamiento previo a la ampliación por parte de la empresa que amplía capital aumenta el riesgo de la emisión, también ha sido observada por Gajewski y Ginglinger (1998) en el mercado francés.

Para finalizar, debemos señalar que la capacidad explicativa de los modelos planteados, medida a través del coeficiente de determinación ajustado, se puede considerar buena, ya que se llega a situar en torno a 0,45, cifra similar a la alcanzada por Gajewski y Ginglinger (1998), en el mercado francés, y Armitage (2000) en el británico, aunque inferior a las obtenidas para la muestra de empresas no reguladas en el mercado norteamericano por Eckbo y Masulis (1992 y 1995).

Referencias bibliográficas

- [1] ARMITAGE, S. (2000): «The Direct Costs of UK Rights Issues and Open Offers», *European Financial Management*, volumen 6, número 1, páginas 57-68.
- [2] ARRONDO, R. GOMEZ-ANSON, S. y FERNANDEZ, E. (2000): «The Security Issue Decision under Asymmetric Information and Agency Costs: An Empirical Analysis of the Spanish Market», Congreso de la *European Financial Management Association (EFMA)*, junio, Atenas.
- [3] BEL QUERALT, G. (1998): «Los costes financieros de la privatización en España», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 772, páginas 125-144.
- [4] BHAGAT, S. y FROST, P. A. (1986): «Issuing Costs to Existing Shareholders in Competitive and Negotiated Underwritten Public Utility Equity Offerings», *Journal of Financial Economics*, volumen 15, número 1/2, enero-febrero, páginas 233-259.
- [5] BHAGAT, S.; MARR, W. y THOMPSON, R. (1985): «The Rule 415 Experiment: Equity Markets», *Journal of Finance*, volumen 40, número 5, diciembre, páginas 1385-1401.
- [6] ECKBO, B. E. y MASULIS, R. W. (1992): «Adverse Selection and the Rights Offer Paradox», *Journal of Financial Economics*, volumen 32, número 3, diciembre, páginas 293-332.
- [7] ECKBO, B. E. y MASULIS, R. W. (1995): «Seasoned Equity Offerings: A Survey», éste artículo se encuentra en el libro JARROW, R. A.; MAKSIMOVIC, V. y ZIEMBA, W. T. (1995): *Finance (Handbooks in Operations Research and Management Science)*, Elsevier, Amsterdam.
- [8] GAJEWSKI, J. F. y GINGLINGER, E. (1998): «The Information Content of Equity Issues in France», Congreso de la *European Financial Management Association (EFMA)*, junio, Lisboa.
- [9] GINGLINGER, E. (1996): «Augmentations de capital: faut-il maintenir le droit préférentiel de souscription?», *Revue Française de Gestion*, número 107, enero-febrero, páginas 5-17.
- [10] HANSEN, R. S. (1989): «The Demise of Rights Issue», *The Review of Financial Studies*, volumen 1, número 3, páginas 289-309.

[11] HANSEN, R. S. y PINKERTON, J. M. (1982): «Direct Equity Financing: A Resolution of a Paradox», *Journal of Finance*, volumen 37, número 3, junio, páginas 651-665.

[12] KUMAR, P. C. y TSETSEKOS, G. P. (1993): «Asymmetric Information, Investment Banking Contracts and the Certification Hypothesis», *Journal of Banking and Finance*, volumen 17, número 1, febrero, páginas 117-129.

[13] LEE, I.; LOCHHEAD, S.; RITTER, J. y ZHAO, Q. (1994): «The Cost of Raising Capital», *The Journal of Financial Research*, volumen 19, número 1, primavera, páginas 59-74.

[14] MARTIN UGEDO, J. F. (2000): «El precio de emisión como señal informativa en las ampliaciones de capital mediante derechos de suscripción preferente», *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, volumen 9, número 4, páginas 47-60.

[15] PASTOR LLORCA, M. J. y MARTIN UGEDO, J. F. (2000): «Long-run performance de los aumentos de capital en el mercado español», VIII Foro de Finanzas, noviembre, Colmenarejo (Madrid).

[16] REYES PADILLA, M. G.; VERONA MARTEL, M. C. y JORDAN SALES, L. (2000): «Efecto informativo de los anuncios de ampliaciones de capital: Evidencia empírica en el mercado de capitales español», *Actualidad Financiera*, volumen 5, número 8, páginas 49-57.

[17] SIGNH, A. K. (1992): «Common Stocks Rights Offering and the Standby Underwriting Contract», *Documento de Trabajo*, Iowa State University.

[18] SMITH, C. W. Jr. (1977): «Alternative Methods for Raising Capital», *Journal of Financial Economics*, volumen 5, número 3, diciembre, páginas 273-308.

[19] TSANGARAKIS, N. V. (1996): «Equity Rights Issues: Signaling vs. Issue Price Irrelevance Hypothesis», *European Financial Management*, volumen 2, número 3, páginas 299-310.

[20] WHITE, H. (1980): «A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, volumen 48, número 4, mayo, páginas 817-838.

ANEXO

Matrices de correlaciones

CUADRO A1

TABLA DE CORRELACIONES ENTRE LAS DISTINTAS VARIABLES
PARA LA MUESTRA TOTAL DE EMPRESAS

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1. ASEG.....	—																
2. β.....	-0,095	—															
3. CAPAUT....	0,069	-0,043	—														
4. CONC1.....	-0,419***	-0,107	-0,144	—													
5. CONC2.....	-0,428***	-0,175	-0,206	-0,955***	—												
6. CONC3.....	-0,412***	-0,236*	-0,196	0,903***	0,981***	—											
7. CONC4.....	-0,387***	-0,268*	-0,176	-0,878***	0,965***	0,995***	—										
8. CONC5.....	-0,374***	-0,285**	-0,166	0,861***	0,952***	0,988***	0,998***	—									
9. DESC	-0,021	-0,073	0,127	-0,066	0,000	0,001	0,006	0,011	—								
10. DTM.....	0,034	-0,080	0,016	-0,122	-0,113	-0,076	-0,059	-0,054	-0,118	—							
11. DIT	0,007	0,370***	-0,320***	0,079	0,077	0,042	0,038	0,039	-0,557***	0,238*	—						
12. FIN.....	0,173	0,224*	-0,061	0,010	0,021	0,024	0,038	0,044	0,00	0,042	0,278**	—					
13. GEM.....	0,569***	-0,012	0,170	-0,369***	-0,401***	-0,412***	-0,392***	-0,378***	0,090	-0,119	-0,027	0,184	—				
14. IMP	-0,203	-0,029	0,022	0,111	0,075	0,040	0,025	0,017	-0,205	0,131	-0,074	-0,194	-0,239*	—			
15. IMP2	-0,114	0,005	0,071	-0,126	-0,167	-0,190	-0,199	-0,202	-0,132	0,066	-0,132	-0,299**	-0,124	-0,914***	—		
16. INCNACC .	-0,140	-0,132	-0,713***	0,040	0,145	0,195	0,216	0,224	-0,203	-0,105	0,406***	0,00	-0,183	-0,049	-0,127	—	
17. RUN.....	0,034	-0,110	0,360	-0,002	0,024	-0,002	0,010	0,012	0,276**	-0,240*	-0,093	0,043	0,246*	0,048	0,055	-3,74**	—

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

CUADRO A2

TABLA DE CORRELACIONES ENTRE LAS DISTINTAS VARIABLES
PARA LA MUESTRA DE EMPRESAS NO FINANCIERAS

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. ASEG.....	—															
2. β.....	-0,127	—														
3. CAPAUT.....	0,078	-0,073	—													
4. CONC1.....	-0,476***	-0,022	-0,162	—												
5. CONC2.....	-0,500***	-0,093	-0,235	0,949***	—											
6. CONC3.....	-0,482***	-0,170	-0,223	0,888	0,977***	—										
7. CONC4.....	-0,456***	-0,210	-0,197	0,857***	0,957***	0,993***	—									
8. CONC5.....	-0,442***	-0,231	-0,185	0,835***	0,940***	0,984***	0,997***	—								
9. DESC	-0,021	-0,073	0,127	-0,066	0,000	0,001	0,006	0,011	—							
10. DTM.....	0,027	-0,096	0,019	-0,113	-0,125	-0,090	-0,073	-0,069	-0,118	—						
11. DIT	-0,037	0,326**	-0,389***	0,049	0,059	0,019	0,011	0,010	-0,557***	0,279**	—					
12. GEM.....	0,560***	-0,020	0,178	-0,465***	-0,510***	-0,512***	-0,492***	-0,477***	0,090	-0,126	-0,073	—				
13. IMP	-0,266**	-0,121	-0,042	0,538	0,541***	0,495***	0,474***	0,460***	-0,205	0,174	-0,024	-0,325**	—			
14. IMP2	-0,206	-0,099	0,054	0,430***	0,420***	0,376***	0,358**	0,348**	-0,132	0,111	-0,109	-0,224*	0,931***	—		
15. INCNACC	-0,139	-0,132	-0,713***	0,040	0,145	0,195	0,216	0,224	-0,203	-0,105	0,406***	-0,183	-0,049	-0,127	—	
16. RUN.....	0,022	-0,132	0,352	-0,008	0,026	-0,001	0,013	0,015	0,276**	-0,249	-0,133	0,328*	-0,009	-0,015	-3,74**	—

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.