

**RENDIMIENTOS ANORMALES A LARGO PLAZO Y CAMBIO EN EL  
APALANCAMIENTO Y LA LIQUIDEZ DE LAS EMPRESAS COTIZADAS QUE  
REALIZAN UNA OFERTA PÚBLICA DE VENTA \***

José E. Farinós <sup>♦</sup>, C. José García y Ana M<sup>a</sup> Ibáñez

Departamento de Finanzas Empresariales

Universidad de Valencia

---

\* Este trabajo ha contado con el soporte financiero de la CICYT proyecto SEC2000-0773.

<sup>♦</sup> Autor de contacto. Dirección: Facultat d'Economia, av. dels Tarongers s/n, 46022 Valencia (España). Tel.: 963828369.  
Fax: 963828370. Correo electrónico: jose.e.farinos@uv.es.

# **RENDIMIENTOS ANORMALES A LARGO PLAZO Y CAMBIO EN EL APALANCAMIENTO Y LA LIQUIDEZ DE LAS EMPRESAS COTIZADAS QUE REALIZAN UNA OFERTA PÚBLICA DE VENTA**

## **Resumen**

El objetivo de este trabajo es analizar si los rendimientos anormales negativos que exhiben las empresas cotizadas que realizan una OPV en el año siguiente a la emisión están relacionados con una deficiencia de la metodología utilizada en su estimación. En concreto, estudiamos la posibilidad de que la emisión provoque cambios en el riesgo financiero y/o en la liquidez de estas empresas no captados por el modelo de estimación. Adicionalmente, investigamos si cambios fortuitos no anticipados en la rentabilidad de las acciones pudiesen ser los causantes de los rendimientos anormales negativos detectados en la literatura. La evidencia obtenida corrobora los resultados de trabajos anteriores en el sentido de que el rendimiento anormal negativo a largo plazo que muestra el subgrupo de empresas emisoras de menor tamaño no está relacionado con deficiencias metodológicas.

**Palabras clave:** rendimientos anormales a largo plazo, OPV, cambio en el apalancamiento y la liquidez

**Clasificación JEL:** G12, G14.

## **Abstract**

We investigate if the long-run underperformance in the year after a SEO is related to a failure of the method of abnormal return estimation to provide a proper control of risk. Specifically, we study if the issue leads to a lower leverage and/or a higher stock liquidity that are not properly captured by the method. Moreover, we analyse if the underperformance detected could be explained by not anticipated changes in the cost of capital of the issue-firms that occurred by chance. Our evidence is consistent with previous research, as we do not find a relationship between the long-run underperformance after the SEO of small firms and methodological deficiencies.

**Key words:** long-run underperformance, SEO, leverage and liquidity changes

**JEL classification:** G12, G14.

## 1. INTRODUCCIÓN

Uno de los fenómenos que mayor interés ha suscitado en los últimos años es la existencia de rendimientos anormales a largo plazo tras la realización de una oferta pública de venta (OPV) tanto por aquellas empresas que mediante la OPV comienzan a cotizar en el mercado bursátil (ofertas públicas iniciales –OPI) como las realizadas por empresas que se negociaban en bolsa antes de la emisión (ofertas públicas subsiguientes –OPS). Este fenómeno ha sido documentado no sólo en el mercado norteamericano<sup>1</sup> sino en la práctica totalidad de los mercados de capitales del mundo.<sup>2</sup> En nuestro mercado, Álvarez y González (2001a,b), Farinós (2001) y Farinós *et al.* (2002a) analizan el comportamiento a largo plazo de las empresas que llevan a cabo una OPV. A diferencia de la evidencia internacional, sus resultados muestran que únicamente las OPS realizadas por empresas medianas y pequeñas con cocientes valor contable – valor de mercado (en adelante, cociente VC/VM) altos experimentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante el año posterior a la emisión. Este mal comportamiento tras la OPS viene precedido de rendimientos anormales positivos significativos en el año previo a la emisión [Farinós *et al.* (2003)].<sup>3</sup>

Existe en la literatura un intenso debate acerca del origen de este comportamiento anómalo de los precios no sólo tras la realización de una OPV, sino después de algunas importantes decisiones empresariales como fusiones [Agrawal *et al.* (1992), Loughran y Vijh (1997) y Rau y Vermaelen (1998)], omisiones de dividendos [Michaely *et al.* (1995)],

---

<sup>1</sup> Véase Ritter (1991), Loughran (1993), Loughran y Ritter (1995), Spiess y Affleck-Graves (1995), Jegadeesh (2000) y Baker y Wurgler (2000).

<sup>2</sup> Véase Levis (1993) y Espenlaub *et al.* (2000) para el mercado británico, Ljungqvist (1997) y Stele *et al.* (2000) para el mercado alemán, Lee *et al.* (1996) para el mercado australiano, Page y Reyneke (1997) para el mercado sudafricano, Kang *et al.* (1999) para el mercado japonés y Keloharju (1993) para el finlandés. Aggarwal *et al.* (1993) analizan tres importantes mercados latinoamericanos (Brasil, Méjico y Chile). Loughran *et al.* (1994) realizan una revisión bibliográfica de trabajos realizados en nueve países. Comstock *et al.* (2003) encuentran rendimientos anormales negativos a largo plazo tras la privatización de empresas públicas (esto es, OPI realizadas por el estado de empresas de su propiedad) realizadas en cinco países con distinto grado de desarrollo (Francia, España, Reino Unido, Malasia y Turquía).

recompra de acciones [Ikenberry *et al.* (1995)], emisión de deuda [Spiess y Affleck-Graves (1999)], etc. Una parte de la literatura atribuye las anomalías observadas a inversores irracionales que sufren de diferentes sesgos cognitivos [Daniel *et al.* (1998), Barberis *et al.* (1998)] o, alternativamente, a inversores racionales inmersos en un contexto de información asimétrica en relación con las empresas emisoras [Ritter (1991), Loughran y Ritter (1995)].<sup>4</sup> Frente a esta aproximación al problema, Fama (1998) sostiene que los cambios observados en el precio son el resultado bien de la fortuna bien de la forma cómo son estimados y contrastados. Esto es, el comportamiento anormal a largo plazo detectado es consecuencia de metodologías sesgadas o modelos de valoración mal especificados.<sup>5</sup>

En este sentido, Brav *et al.* (2000) y Mitchell y Stafford (2000), entre otros, detectan que las anomalías a largo plazo son sensibles a la metodología empleada, en el sentido de que diferentes modelos generadores de rendimientos esperados producen no sólo diferentes estimaciones de rendimientos anormales a largo plazo sino la desaparición de su significación cuando se emplean determinadas referencias o controles. Aunque, en principio, este hecho reforzaría la argumentación de que esta anomalía no supone una evidencia contra la eficiencia del mercado [Fama (1998) y Brav *et al.* (2000)], Loughran y Ritter (2000) contestan argumentando, por un lado, que si realmente el mercado no valora adecuadamente los títulos, entonces los rendimientos anormales *no deberían* ser robustos a metodologías alternativas. Ello sería consecuencia de que no todos los métodos tienen el mismo poder para detectar la mala valoración por parte del mercado.<sup>6</sup> Por otro lado, estos autores critican la inclusión

---

<sup>3</sup> Loughran y Ritter (1997), Cornett *et al.* (1998) y Mitchell y Stafford (2000) también encuentran rendimientos anormales positivos a largo plazo con anterioridad a las OPS realizadas en el mercado estadounidense.

<sup>4</sup> Farinós *et al.* (2003) investigan la posibilidad de que el rendimiento anormal negativo que presentan las OPS de menor tamaño en el año posterior a la emisión sea debido a sesgos en la conducta de los inversores. Sus resultados no sugieren esta posibilidad.

<sup>5</sup> Fama (1998) resalta que el problema de la mala especificación del modelo es menos serio en los estudios que se centran en ventanas pequeñas (de unos pocos días), agravándose a medida que la amplitud del horizonte estudiado se extiende dado que los errores en los rendimientos esperados inducidos por la mala especificación del modelo crecen más rápidamente que la volatilidad de los mismos, pudiendo producir rendimientos anormales estadísticamente significativos.

<sup>6</sup> El poder de un contraste es la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando ésta es falsa.

generalizada de *proxies* relacionados con la mala valoración en lugar de verdaderos factores de riesgo como referencias, lo cual conduciría a estos trabajos a sesgar sus contrastes en contra de la detección de rendimientos anormales aun cuando éstos existieran.

Además de las dificultades relacionadas con la mala especificación del modelo generador de rendimientos esperados, otro motivo por el que el fenómeno de los rendimientos anormales a largo plazo ha pasado a ser catalogado como una *anomalía* está relacionado con la métrica y los problemas de inferencia estadística en los contrastes de rendimientos a largo plazo.<sup>7</sup> En cualquier caso, la crítica de Fama (1998) supuso la reexaminación de la robustez de los trabajos previos sobre este tipo de anomalías [Mitchell y Stafford (2000)], así como un importante impulso en la búsqueda de soluciones a los problemas detectados [Lyon *et al.* (1999), Cowan y Sergeant (2001), Jakobsen y Sørensen (2001), Brav (2000), Mitchell y Stafford (2000)].

También dentro del contexto de las explicaciones racionales al fenómeno de rendimientos anormales a largo plazo, Eckbo *et al.* (2000) y Boehme y Sorescu (2002) proponen que esta anomalía estaría relacionada con la incapacidad del método de estimación del rendimiento anormal para controlar por cambios en la rentabilidad exigida a las acciones de las empresas emisoras derivados del suceso. No obstante, los anteriores autores plantean este problema con enfoques y conclusiones distintos. Ambos trabajos comparten el establecimiento de una relación entre la existencia de rendimientos anormales a largo plazo y un cambio en el riesgo de las empresas de la muestra tras una OPS en el caso de Eckbo *et al.* (2000) y el inicio o reanudación en el pago de dividendos en el caso de Boehme y Sorescu (2002).<sup>8</sup> En este sentido, Eckbo *et al.* (2000) obtienen una reducción en la rentabilidad exigida a las acciones de las empresas emisoras, fundamentalmente como consecuencia de la reducción en su nivel de endeudamiento, aunque también posiblemente ligado a una

---

<sup>7</sup> Farinós *et al.* (2002b) realizan una exhaustiva revisión de los problemas que rodean a los estudios de rendimientos a largo plazo, así como de las propuestas de solución planteadas en la literatura.

reducción de la prima por liquidez, y justifican los rendimientos anormales negativos que detectan tras la emisión como una deficiencia del método del emparejamiento (*matched-firm technique*) empleado para su estimación a la hora de ajustar de forma adecuada el riesgo. Estos autores argumentan que dado que el emparejamiento de las empresas de la muestra con una apropiada empresa o cartera de control se realiza tomando como referencia las características previas al suceso, una disminución del riesgo y, por tanto, una disminución del rendimiento exigido, explicaría la existencia de rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos a largo plazo tras la OPS.

Por su parte, Boehme y Sorescu (2002) detectan, al contrario que Eckbo *et al.* (2000), una caída del riesgo junto con la existencia de rendimientos anormales positivos con posterioridad al suceso. Estos autores aducen dos posibles explicaciones para sus resultados en el contexto del modelo de Fama y French (1993) empleado para el análisis del comportamiento a largo plazo. Por un lado, una disminución de las betas del modelo pudiera representar una reducción en el rendimiento exigido de los recursos propios de la empresa, reducción que afectaría por casualidad a las empresas de la muestra y que, por consiguiente, no estaría relacionada con el suceso. Si el mercado no anticipa completamente esta reducción en el momento del anuncio del pago de dividendos, las cotizaciones se incrementarán durante el periodo posterior a medida que los inversores (racionales) gradualmente descubran la menor tasa de descuento y la incorporen en los precios del título. Por otro lado, una disminución en las betas de los factores SMB y HML se asocia, generalmente, con un periodo con mayores flujos de caja no previstos [Fama y French (1997)]. Si la muestra contiene empresas que *por casualidad* se comportan mejor de lo esperado tras el suceso, dichas empresas experimentarían simultáneamente rendimientos anormales positivos y disminuciones en las betas de los factores SMB y HML.

---

<sup>8</sup> Esta posibilidad también es apuntada por Spiess y Affleck-Graves (1995) en el caso de las OPS.

Por lo que se refiere a nuestro mercado, Álvarez y González (2001b) y Farinós *et al.* (2002a) estudian la robustez del comportamiento a largo plazo de las empresas que realizan una OPI o una OPS, respectivamente. De forma consistente con la evidencia internacional, sus resultados muestran cómo diferentes metodologías sugieren comportamientos distintos en función de la amplitud del horizonte estudiado. No obstante, la conclusión que extraen de la comparación de las distintas metodologías es similar (i) a la de Loughran y Ritter (2000), en el sentido de que no todas las metodologías tienen el mismo poder para detectar la mala valoración por parte del mercado; y (ii) a la de Mitchell y Stafford (2000) al conceder al método de las carteras de fecha de calendario [en especial al método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)] una confiabilidad superior.

En este contexto investigamos si el rendimiento anormal negativo que exhiben en el año posterior a la OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas detectado en nuestro mercado pudiera venir explicado por las argumentaciones de Eckbo *et al.* (2000) y/o Boehme y Sorescu (2002). En concreto, en primer lugar estudiamos si existe una relación significativa entre cambios en el riesgo financiero (medido a través del apalancamiento financiero) y/o cambios en la liquidez (que implique una menor prima por liquidez requerida) inducidos por la OPS y los rendimientos anormales negativos a largo plazo tras la emisión. A continuación, investigamos un posible cambio en el rendimiento de los recursos propios que fuera independiente del suceso pero que afectara fortuitamente a las empresas de la muestra en el ámbito del método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993). Los resultados obtenidos no sostienen que los rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos de las OPS realizadas por las empresas de menor tamaño en el año posterior a la emisión estén relacionados significativamente ni con cambios en el apalancamiento financiero ni con cambios en la liquidez de las empresas emisoras. Tampoco encontramos una caída fortuita del rendimiento de los recursos propios estimado

tras la oferta. En consecuencia, a partir de la evidencia aportada en este trabajo junto con la que muestran estudios previos no es posible relacionar la anomalía detectada en nuestro mercado con una deficiencia de la metodología.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La sección 2 describe la muestra y la metodología empleada en los distintos análisis. En las secciones 3 y 4 estudiamos los cambios en el apalancamiento financiero y de la liquidez en relación con los rendimientos anormales negativos que aparecen en el año posterior a la emisión, respectivamente. La posibilidad de un cambio en el rendimiento de las acciones de las empresas emisoras independiente del suceso es analizada en la sección 5. La sección 6 presenta las principales conclusiones del trabajo.

## **2. MUESTRA Y METODOLOGÍA**

### **2.1. SELECCIÓN Y CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA**

Para la realización de este trabajo contamos con todas las OPS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000. De éstas excluimos aquéllas realizadas por emisores extranjeros y las llevadas a cabo por la misma empresa en un periodo inferior a los doce meses.<sup>9</sup> El número total de OPS que conforman la muestra es de 29, las cuales fueron llevadas a cabo por 25 empresas. La información económico-financiera necesaria para la realización de los diferentes análisis de este estudio procede de Sociedad de Bolsas, S.A., de la Comisión Nacional del Mercado de Valores y de la base de datos SABI.

#### INSERTAR TABLA 1

El panel A de la tabla 1 muestra, con fines comparativos, la distribución temporal de las OPS y de la totalidad de OPV (OPI+OPS) realizadas en el SIBE en el periodo 1993–2000 que cumplen los criterios arriba señalados, así como el valor total de las emisiones en cada uno de los años expresado en millones de euros de 1993. El valor real de la emisión se ha calculado aplicando el deflactor del PIB al producto del número de acciones emitidas por el

---

<sup>9</sup> De esta forma tratamos de reducir la dependencia en los contrastes estadísticos en los periodos de interés, esto es, el año previo y posterior a la emisión, periodos en los que aparecen rendimientos anormales

precio medio de la emisión, o en ausencia de este dato, por el precio minorista. El panel B de la tabla 1 recoge la distribución por tamaño y cociente VC/VM de la muestra de OPS.<sup>10</sup>

De la tabla 1 se desprende, por un lado, que el volumen de fondos que han supuesto las OPS ha sido superior al que ha implicado las OPI, independientemente del número de emisiones realizadas en cada caso, y que mientras la cantidad de emisiones subsiguientes se ha mantenido aproximadamente estable en el tiempo, el número de OPI se ha incrementado considerablemente a partir de 1997, alcanzando su máximo número en 1999 con un total de once salidas a bolsa. Por otro lado, y a diferencia del mercado norteamericano, no existe un predominio de empresas pequeñas con bajos cocientes VC/VM en la muestra, sino, por el contrario, el subgrupo más numeroso es el de las empresas grandes con un cociente VC/VM bajo.

## **2.2. CAMBIOS EN EL APALANCAMIENTO FINANCIERO**

Existen distintas formas de medir el apalancamiento financiero. Nosotros empleamos el cociente recursos ajenos a largo plazo entre fondos propios (*RALP/FP*) y el cociente recursos ajenos (a largo y corto plazo) entre el pasivo total (*RA/PT*). Como consecuencia de la conocida asimetría de los cocientes contables, y como es habitual en la literatura, presentamos en todos los casos las medianas de las distintas medidas.<sup>11</sup>

El análisis del cambio en el grado de endeudamiento es llevado a cabo de dos formas complementarias. En ambos casos, el análisis se realiza tanto para la muestra completa como dividida por tamaños. En primer lugar, investigamos la evolución del endeudamiento en niveles en una ventana de cinco años centrada en el año de la emisión (año 0). Este análisis en niveles es llevado a cabo mediante el emparejamiento de cada empresa de la muestra con una

---

significativos. Lyon *et al.* (1999) tratan en profundidad este problema.

<sup>10</sup> El tamaño de una empresa se corresponde con el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre, mientras que el cociente VC/VM se calcula dividiendo el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre entre el valor contable de los fondos propios a la fecha del cierre del balance.

<sup>11</sup> Jain y Kini (1994), McLaughlin *et al.* (1996), Mikkelsen *et al.* (1997), Loughran y Ritter (1997), Teoh *et al.* (1998a,b), y Rangan (1998), entre otros, emplean medianas.

empresa de control asignada en función de las características tamaño y cociente VC/VM, que son las características frente a las que exhiben rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos.<sup>12,13</sup> Empleamos este conjunto de referencia pues en nuestra opinión es razonable analizar si la existencia de rendimientos anormales frente a este conjunto de empresas está relacionado o no con el comportamiento del apalancamiento financiero de las empresas emisoras.<sup>14</sup> Contrastamos la hipótesis nula de que la distribución de los cocientes de las empresas emisoras y de las no emisoras son idénticas. Para medir la significación estadística empleamos la prueba de Wilcoxon de los rangos con signo (W), la cual asume que las observaciones son independientes. Dado que de acuerdo con el criterio de selección únicamente aseguramos el no solapamiento de observaciones de una misma empresa en los años  $-1$  a  $+1$ , la significación estadística en los años  $-2$  y  $+2$  debe tomarse con precaución.

En segundo lugar, investigamos el cambio (calculado como la diferencia) en el endeudamiento de la muestra de empresas emisoras tomando como referencia la situación de la propia empresa emisora en el año fiscal anterior a la fecha de la OPS (año  $-1$ ). La hipótesis nula que se contrasta es que la mediana del cambio en las medidas del apalancamiento financiero es igual a cero. La significación es medida a través de la prueba de Wilcoxon de los rangos con signo.

Por último, realizamos un análisis que pudiera establecer una relación más directa entre el cambio en el cociente de endeudamiento y la existencia de rendimientos anormales negativos. Para ello estimamos en sección cruzada el modelo de regresión [1].

$$CAR_{12,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta AF_i + \alpha_2 (\Delta AF_i \cdot d), \quad [1]$$

donde  $CAR_{12,i}$  es el rendimiento anormal acumulado de la OPS realizada por la empresa  $i$  en el año posterior a la emisión, el cual ha sido estimado tomando como referencia el IGBM y

---

<sup>12</sup> Véase Farinós *et al.* (2002a, 2003).

<sup>13</sup> El algoritmo específico empleado para la selección de la empresa de control es el propuesto por Barber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999).

<sup>14</sup> Empleamos este mismo criterio para el resto de análisis del trabajo.

una cartera formada según las características tamaño y cociente VC/VM ( $C3 \times 3$ );  $\Delta AF_i$  es bien el cambio del cociente recursos ajenos a largo plazo/fondos propios ( $RALP/FP$ ) bien el cambio del cociente recursos ajenos/pasivo total ( $RA/PT$ ) desde el año previo a la emisión (año  $-1$ ) al año de la emisión (año  $0$ ) y al año posterior a ésta (año  $+1$ ); y  $d$  es una variable ficticia que toma el valor cero si la OPS  $i$  ha sido realizada por una empresa grande y el valor uno si la OPS ha sido llevada a cabo por una empresa clasificada como pequeña o mediana. Por tanto, el coeficiente  $\alpha_2$  indica la existencia de un comportamiento diferencial por parte del grupo de empresas pequeñas y medianas.

### **2.3. CAMBIOS EN LA LIQUIDEZ**

Las variaciones en la liquidez que origina la realización de una OPS son analizadas a través de dos medidas, a saber: el incremento del número de acciones en circulación que supone la oferta pública respecto de las acciones previamente admitidas, y el cambio producido en el coste de transacción medido a través de la horquilla relativa en el año posterior a la emisión respecto del año anterior. En nuestra opinión, esta última medida es una mejor *proxy* de la liquidez que la variable volumen negociado empleada por Eckbo *et al.* (2000), ya que, como señalan Pontiff y Schill (2003), el volumen negociado también puede ser una *proxy* de la mala valoración pues las emisiones con un error mayor en su valoración presumiblemente atraerán una mayor actividad negociadora.

Para determinar el incremento en el número de acciones en circulación que supone la OPS calculamos el cociente del número de acciones que finalmente fueron asignadas en la oferta pública entre el número de acciones admitidas a cotización en el mes de junio o diciembre anterior a la OPS (el más próximo), cociente que denominamos  $AS/AC$ . La significación estadística de la variación media ha sido medida con el estadístico  $t$ , mientras que en el caso de la mediana de la variación empleamos el contraste de Wilcoxon.

Por otra parte, en el estudio del cambio en el coste de transacción calculamos la horquilla relativa de la empresa  $i$  perteneciente a la muestra en cada uno de los 250 días previos y posteriores a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública ( $HR_{it}$ ) tal y como se recoge en la expresión [2].

$$HR_{it} = \frac{Ask_{it} - Bid_{it}}{(Ask_{it} + Bid_{it})/2}, \quad [2]$$

donde  $Ask_{it}$  es la media de los mejores precios de venta cotizados en el día  $t$  para la empresa  $i$ , y  $Bid_{it}$  es la media de los mejores precios de compra cotizados en el día  $t$  para la empresa  $i$ . A continuación obtenemos la media en serie temporal de la horquilla relativa para cada empresa tanto en el periodo previo como posterior ( $HR_i$ ).

De forma similar al análisis del cambio en el apalancamiento financiero de las empresas emisoras, realizamos una regresión en sección cruzada similar a la recogida en [1] en la que la variable dependiente se define de igual modo que entonces, y las variables independientes son el incremento en el número de acciones en circulación (AS/AC), ya definida, y el cambio de la media diaria de la horquilla relativa ( $\Delta HR$ ) del periodo previo al posterior, cambio medido como el logaritmo natural del cociente de la media diaria de la horquilla relativa en los 250 días posteriores a la fecha en que comenzaron a cotizar los títulos emitidos entre la media diaria de los 250 días previos. El modelo de regresión estimado en sección cruzada es el que se recoge en la expresión [3].

$$CAR_{12,i} = \gamma_0 + \gamma_1 LIQ_i + \gamma_2 (LIQ_i \cdot d), \quad [3]$$

donde  $LIQ_i$  hace referencia a la medida de liquidez empleada en la estimación y  $d$  es, al igual que en [1], una variable ficticia que toma el valor cero si la OPS ha sido realizada por una empresa grande y uno si la OPS ha sido llevada a cabo por una empresa clasificada como pequeña o mediana. El coeficiente  $\gamma_2$  indica la existencia de un comportamiento diferencial por parte del grupo de empresas pequeñas y medianas.

### 3. CAMBIOS EN EL APALANCAMIENTO FINANCIERO TRAS LA OPS

En el marco de la discusión presentada en la sección 1, si como resultado de la OPS se produce una reducción en el grado de apalancamiento financiero de las empresas emisoras, entonces es admisible una disminución del rendimiento esperado de estas empresas como consecuencia del menor riesgo soportado. Si la argumentación de Eckbo *et al.* (2000) es correcta y los rendimientos anormales negativos son fruto de una deficiencia del método de estimación a la hora de controlar el cambio en el riesgo de las empresas emisoras derivado de una reducción de su apalancamiento financiero tras la oferta, entonces esperamos encontrar una reducción del endeudamiento mayor para las empresas pequeñas y medianas que han realizado una OPS frente a las empresas grandes que han realizado la misma operación, empresas éstas que no presentan rendimientos anormales a largo plazo.

Como consecuencia del carácter particular del balance de las empresas financieras, éstas han sido excluidas tanto de la muestra de empresas emisoras como del conjunto de empresas elegibles como referencia, lo que supone que la muestra de OPS pase de estar compuesta por 29 casos a estar compuesta por 24 casos.

En la tabla 2 se muestra la mediana de las medidas de endeudamiento seleccionadas desde el año -2 hasta el año +2. El panel A recoge las medianas para las empresas emisoras, mientras que el panel B presenta las medianas para las empresas no emisoras. Como se aprecia, los resultados no indican un comportamiento del endeudamiento significativamente distinto respecto de la referencia empleada. No obstante, es de destacar el incremento en el nivel del apalancamiento a largo plazo (cociente  $RALP/FP$ ) que se produce en el año anterior a la emisión respecto del año -2, y la reducción en el año de la emisión, manteniéndose tras la emisión.

INSERTAR TABLA 2

Si dividimos la muestra por tamaños (tablas 3 y 4) no encontramos en ningún caso unos niveles de endeudamiento significativamente distintos de las muestras de emisores respecto de las correspondientes muestras de control. En cualquier caso, merecen ser destacados varios aspectos. Por un lado, se observa un notable incremento en el nivel del endeudamiento a largo plazo (medido a través del cociente *RALP/FP*) cuando pasamos del año  $-2$  al  $-1$ , y un retorno a niveles similares, o incluso mayores, a los anteriores a la emisión en el año  $+1$  en el caso de las OPS realizadas por empresas grandes (tabla 3), pero no así en el caso de las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas (tabla 4) cuyo cociente presenta un valor inferior en el año  $+1$  frente al del año de la emisión. Siguiendo con el cociente *RALP/FP* también se comprueba que las empresas clasificadas como pequeñas y medianas (tabla 4) presentan unos cocientes inferiores a los de las empresas clasificadas como grandes (tabla 3), con independencia de que se trate de empresas emisoras o de no emisoras. Esta última observación pondría de manifiesto las dificultades que tiene este tipo de empresa para acceder a financiación ajena a largo plazo.

Por otro lado, cuando analizamos los recursos ajenos frente al pasivo total de la empresa (cociente *RA/PT*) también son las empresas grandes las que presentan unos niveles superiores a las empresas pequeñas y medianas, pero no de una forma tan evidente como con el cociente *RALP/FP*. A diferencia del comportamiento de esta última medida, el incremento en el nivel del endeudamiento total al pasar del año  $-2$  al  $-1$  tan sólo se manifiesta para las empresas grandes.

INSERTAR TABLA 3

INSERTAR TABLA 4

El análisis en niveles del endeudamiento no ha mostrado diferencias significativas entre las empresas emisoras y un conjunto comparable de empresas no emisoras en función de las características tamaño y cociente *VC/VM*. A continuación, examinamos el

comportamiento del endeudamiento de las empresas emisoras pero ahora tomando como referencia su propia situación en el año previo al de la emisión (año  $-1$ ). La tabla 5 muestra la mediana de la variación (en tanto por cien) de las muestra completa y por tamaños de las OPS para cada una de las medidas empleadas en los años 0, +1 y +2 respecto del año  $-1$ .

#### INSERTAR TABLA 5

Los resultados relativos a los cambios en las medidas de endeudamiento para las muestra completa de OPS (panel A de la tabla 5) confirman los comentarios anteriores, pues encontramos reducciones en los cocientes de endeudamiento  $RALP/FP$  y  $RA/PT$  en el año en el que se produce la emisión y en los años posteriores respecto del nivel del año previo a la OPV. No obstante, únicamente encontramos estadísticamente significativo (para un nivel de significación del 90%) el cambio que se produce del año  $-1$  al  $+1$  en el cociente de recursos ajenos entre pasivo total (cociente  $RA/PT$ ). Por lo que respecta a las submuestras por tamaños (paneles B y C), ninguna de las disminuciones de las dos medidas empleadas del cociente de endeudamiento en los distintos intervalos temporales es estadísticamente significativa.

En líneas generales, los resultados obtenidos no apoyan la hipótesis de que los rendimientos anormales negativos significativos detectados en las OPS realizadas por las empresas de menor tamaño estén relacionados con una reducción del riesgo como consecuencia de una caída en el apalancamiento financiero de las empresas emisoras, ya que no se observa un comportamiento distinto por parte de estas empresas. No obstante, a continuación realizamos un último análisis que nos permita establecer una relación más directa entre el cambio en la ratio de endeudamiento y la existencia de rendimientos anormales. Con este fin estimamos en sección cruzada el modelo de regresión [1].

Los resultados de este análisis para las distintas especificaciones de la rentabilidad anormal y del endeudamiento se muestran en la tabla 6.<sup>15</sup> De forma consistente con las

---

<sup>15</sup> Entre paréntesis aparece el valor del estadístico  $t$ , el cual ha sido calculado de acuerdo con White.

apreciaciones realizadas anteriormente, no encontramos una relación estadísticamente significativa entre el rendimiento anormal posterior a la OPS y el cambio en el endeudamiento originado por la misma. La única excepción la hallamos en el panel A con la significación del coeficiente  $\alpha_2$  del modelo de regresión en el que la variable dependiente es la rentabilidad anormal estimada mediante el IGBM y la variable independiente es el cambio en el cociente recursos ajenos/pasivo total (cociente  $RA/PT$ ). Dado que este coeficiente deja de ser estadísticamente significativo cuando el rendimiento anormal es estimado mediante una cartera formada según las características tamaño y cociente  $VC/VM$  ( $C3 \times 3$ ), pensamos que la significación estadística encontrada debe atribuirse a la propia estimación del rendimiento anormal y no a la existencia de relación alguna entre rendimiento anormal y cambios en el apalancamiento financiero. Esto pondría de manifiesto la importancia de controlar por estas características a la hora de estimar los rendimientos anormales.<sup>16</sup>

#### INSERTAR TABLA 6

En definitiva, la evidencia aportada en esta sección no es consistente con la hipótesis que relaciona los rendimientos anormales negativos posteriores a la OPV con una reducción del rendimiento exigido a los recursos propios como consecuencia de un menor riesgo financiero de la empresa emisora, tal y como aducen Eckbo *et al.* (2000).

#### **4. CAMBIOS EN LA LIQUIDEZ TRAS LA OPS**

Una explicación racional apuntada por Eckbo *et al.* (2000) coherente con la existencia de rendimientos anormales negativos tras una OPV es la que relaciona el incremento posterior de la liquidez con una disminución de la prima por liquidez exigida al título. En esta sección analizamos (i) si se produce dicho incremento en la liquidez tras la emisión, y (ii) si existe algún tipo de comportamiento diferencial en función del tamaño de la empresa que realiza la

---

<sup>16</sup> En este sentido cabría señalar que son factores relacionados con el tamaño y con el cociente  $VC/VM$  (de forma agregada) los que se sugiere que deben incluirse en los modelos de valoración condicionales para recoger la variación de la beta con el ciclo económico.

OPS que pueda relacionarse con los rendimientos anormales negativos de las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas.

La tabla 7 recoge la media y la mediana del cociente  $AS/AC$  para la muestra completa de OPS y clasificada por tamaños. Como se aprecia, la realización de la OPS ha supuesto en todos los casos un incremento en el número de acciones en circulación estadísticamente significativo para un nivel de confianza del 99% (excepto en el caso de la media del incremento para las OPS realizadas por empresas grandes, siendo entonces el nivel de confianza del 95%). Los resultados de la tabla 7 indican que el incremento en el número de acciones en circulación que supone la OPS es mayor para las empresas pequeñas y medianas frente al impacto en las empresas grandes. Con el objeto de analizar este distinto resultado, estimamos en sección cruzada la regresión recogida en [4] para la muestra completa.

$$AS/AC_i = \beta_0 + \beta_1[(AS/AC_i) \cdot d], \quad [4]$$

donde  $d$  es una variable ficticia que toma el valor cero si la OPS  $i$  ha sido realizada por una empresa grande y toma el valor uno si la OPS ha sido llevada a cabo por una empresa clasificada como pequeña o mediana. La estimación de la regresión [4] indica que el incremento en el número de acciones en circulación como consecuencia de la OPS es un 90% mayor en el caso de las empresas pequeñas y medianas (estadísticamente significativo para un nivel de confianza del 99%),<sup>17</sup> resultado éste consistente con la argumentación de Eckbo *et al.* (2000).

#### INSERTAR TABLA 7

Como hemos comentado anteriormente, una forma más adecuada de aproximarnos al posible cambio en la liquidez tras la OPS es a través de la variable horquilla relativa ( $HR$ ) como medida del coste de inmediatez. Si la OPS origina un incremento en la liquidez de las empresas emisoras, entonces esperamos encontrar una reducción significativa de la horquilla

---

<sup>17</sup> El estadístico  $t$  ha sido calculado de acuerdo con White.

relativa en el año posterior a la oferta respecto del año previo. Los resultados de este análisis se presentan en la tabla 8, la cual recoge la media y la mediana en sección cruzada de la horquilla relativa media diaria en serie temporal en el año previo y posterior a la emisión para la muestra completa de OPS y clasificada por tamaños. Al igual que antes, la significación estadística del cambio medio ha sido medida con el estadístico  $t$ , mientras que en el caso de la mediana empleamos el contraste de Wilcoxon.

#### INSERTAR TABLA 8

De forma consistente con la evidencia existente en nuestro mercado [Rubio y Tapia (1996)] encontramos horquillas mayores en el grupo de empresas pequeñas y medianas frente al conjunto de empresas grandes. De acuerdo con nuestras expectativas se produce una reducción de la horquilla relativa tras la emisión, tanto para la muestra completa como cuando realizamos el análisis según el tamaño del emisor. No obstante, este incremento en la liquidez únicamente resulta estadísticamente significativo en el caso del grupo de emisores pequeños y medianos para un nivel de confianza del 90%.

Aunque las dos medidas de la liquidez empleadas (el incremento en el número de títulos en circulación y la horquilla relativa) indican un incremento en la liquidez tras la OPS más intenso en el grupo de empresas emisoras pequeñas y medianas, a continuación analizamos de forma más directa la relación entre el cambio en la liquidez y los rendimientos anormales encontrados en el año posterior a la oferta pública. Para ello realizamos la regresión en sección cruzada recogida en la expresión [3]. Los resultados de esta regresión para las distintas especificaciones de la rentabilidad anormal y de la medida de la liquidez se recogen en la tabla 9.<sup>18</sup>

#### INSERTAR TABLA 9

---

<sup>18</sup> Entre paréntesis aparece el valor del estadístico  $t$ , el cual ha sido calculado de acuerdo con White.

En líneas generales no puede establecerse que los cambios en la liquidez estén asociados con el rendimiento anormal acumulado en los doce meses posteriores a la OPS de una forma significativa. Como puede observarse, en ningún caso el incremento en el número de acciones en circulación presenta una relación significativa con el rendimiento anormal acumulado. Cuando el cambio en la liquidez se aproxima mediante el cambio en la horquilla relativa y el rendimiento anormal es estimado tomando como referencia el IGBM encontramos un comportamiento diferencial en las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas (coeficiente  $\gamma_2$ ) significativo para un nivel de confianza del 90% cuyo signo nos indica, como se esperaba, que un mayor incremento en la liquidez (reducción de la horquilla) está relacionado con un peor comportamiento posterior a la OPS (rendimientos anormales negativos de mayor magnitud). Sin embargo, la significatividad de esta relación desaparece cuando el rendimiento anormal es estimado tomando como referencia una cartera asignada en función de las características tamaño y cociente VC/VM. Al igual que en la sección precedente, este hecho pone de nuevo de manifiesto la importancia de controlar por las características tamaño y cociente VC/VM en relación con la estimación de los rendimientos anormales y la identificación de si un determinado comportamiento existe realmente o si, por el contrario, es fruto del método de estimación. En cualquier caso, la conclusión que se deriva de los resultados es que no parece existir para la muestra considerada una relación robusta entre los rendimientos anormales tras la oferta y el incremento en la liquidez consiguiente, a diferencia de lo planteado por Eckbo *et al.* (2000) para el mercado estadounidense.

## **5. CAMBIOS EN LA SENSIBILIDAD A LOS FACTORES DE RIESGO TRAS LA OPS**

Farinós (2001) y Farinós *et al.* (2002a, 2003) estiman el rendimiento anormal medio mensual de las empresas que realizan una OPS en el año posterior a la emisión mediante el modelo de tres factores de Fama y French (1993) –en adelante, modelo FF–, obteniendo que

las empresas de menor tamaño presentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos en dicho periodo. Dados los resultados obtenidos en las secciones anteriores que no permiten relacionar los rendimientos anormales negativos encontrados con posibles cambios en la liquidez y/o en el riesgo financiero de las empresas emisoras, a continuación investigamos si estos rendimientos anormales pudieran estar relacionados con cambios fortuitos en la sensibilidad (betas) a los factores del modelo FF, tal y como argumentamos en la sección 1. En concreto, contrastamos el cambio tras la oferta de las betas del modelo FF de la siguiente forma. Para cada empresa de la muestra de OPS estimamos la regresión [5] por MCO para el periodo que comprende los doce meses anteriores y posteriores al mes de la oferta ( $t_0$ ), esto es, para el periodo  $[t_0 - 12, t_0 + 12]$ .<sup>19, 20</sup>

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + D_t \alpha_{\Delta i} + \beta_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + \beta_{\Delta i} D_t (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{\Delta i} D_t \text{SMB}_t + h_{\Delta i} D_t \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}, \quad [5]$$

donde  $D_t$  es una variable ficticia que toma el valor uno si el mes  $t$  pertenece al periodo posterior a la fecha de la oferta y cero en caso contrario.

En el panel A de la tabla 10 presentamos la media y mediana en sección cruzada de los coeficientes del modelo de regresión [5] para la muestra completa, las empresas emisoras pequeñas y medianas combinadas (Peq+Med) y las emisoras grandes. La significación ha sido medida con el estadístico  $t$  y el contraste de Wilcoxon. Aunque nuestro interés reside en los coeficientes  $\beta_{\Delta i}$ ,  $s_{\Delta i}$  y  $h_{\Delta i}$ , ya que son los que nos proporcionan una estimación del cambio en el riesgo tras la OPS, merece la pena que nos detengamos, aunque sea colateral al propósito de este trabajo, en el comportamiento anormal que se desprende de los resultados. De forma consistente con Farinós *et al.* (2003), obtenemos un rendimiento anormal positivo (media en sección cruzada del coeficiente  $\alpha_i$ ) estadísticamente significativo para la muestra de OPS con

<sup>19</sup> El mes de la oferta está excluido de la regresión.

<sup>20</sup> La muestra de OPS se ve reducida en un caso por no disponer de datos previos a la emisión, pasando a ser de 28.

anterioridad a la emisión, rendimiento anormal que, como puede observarse, es debido al comportamiento de la combinación de empresas pequeñas y medianas, ya que la evidencia para las empresas grandes puede calificarse como débil. Como esperábamos, el coeficiente  $\alpha_{\Delta i}$ , que mide el cambio en el comportamiento anormal de las empresas, es negativo y estadísticamente significativo en el periodo posterior a la OPS en el caso de la submuestra de empresas pequeñas y medianas.

Por lo que se refiere a la media en sección cruzada de los coeficientes que miden el cambio en el riesgo ( $\beta_{\Delta i}$ ,  $s_{\Delta i}$  y  $h_{\Delta i}$ ) no obtenemos evidencia de un cambio significativo en los factores de riesgo tras la OPS. Siguiendo la argumentación de Boehme y Sorescu (2002), si el modelo FF es correcto, entonces es posible obtener una aproximación al cambio en el rendimiento de los recursos propios exigido mediante los tres cambios en los coeficientes de los factores de riesgo del modelo. Para ello, debe multiplicarse el cambio de cada coeficiente ( $\beta_{\Delta i}$ ,  $s_{\Delta i}$  y  $h_{\Delta i}$ ) por la media mensual en el periodo de enero de 1992 a diciembre de 2001 del correspondiente factor, esto es, la media para dicho periodo de la serie temporal de ( $R_{m,t} - R_{f,t}$ ), SMB y HML, respectivamente. Boehme y Sorescu (2002) interpretan la suma de estos tres productos como el cambio promedio mensual en el rendimiento de las acciones exigido entre los periodos anterior y posterior al suceso.

En el panel B de la tabla 10 mostramos la media en serie temporal de las realizaciones mensuales de los tres factores del modelo FF en el periodo que abarca desde enero de 1992 hasta diciembre de 2001 (120 meses).<sup>21</sup> Como se muestra en el panel C de la misma tabla, la empresa media de la muestra de OPS no experimenta un cambio estadísticamente significativo. De igual forma, y de acuerdo con lo esperado, ni la empresa media del conjunto de empresas pequeñas y medianas ni la del grupo de empresas grandes presentan cambios significativos.

---

<sup>21</sup> Éste es el horizonte temporal en cuyo interior se realizan las regresiones de la expresión [5].

## INSERTAR TABLA 10

Los resultados presentados en la tabla 10 con el método empleado de estimación individual del modelo de regresión [5] para cada empresa plantean el problema de asumir la independencia en sección cruzada entre las empresas. Con el objeto de controlar una posible correlación en sección cruzada, Boehme y Sorescu (2002) emplean un método alternativo relacionado con las carteras de fecha de calendario para contrastar el cambio en el riesgo tras el suceso. En concreto, estiman la regresión recogida en [6].

$$R_{post,t} - R_{pre,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \varepsilon_{p,t}, \quad [6]$$

donde  $R_{post,t}$  es el rendimiento en el mes de calendario  $t$  de una cartera formada por aquellas empresas que realizaron una OPS en los 12 meses anteriores a dicho mes, y  $R_{pre,t}$  es, en consecuencia, el rendimiento en el mes de calendario  $t$  de una cartera formada por aquellas empresas que realizaron una OPS en los 12 meses posteriores al mes  $t$ . Los coeficientes  $\beta_p$ ,  $s_p$  y  $h_p$  proporcionan una estimación de las diferencias entre el periodo previo y posterior a la OPS de los parámetros del modelo FF, controlando, al mismo tiempo, por la correlación cruzada entre las empresas de la muestra. De forma análoga al anterior análisis, es posible estimar el cambio tras el suceso en el rendimiento exigido a las acciones con solo multiplicar cada uno de estos coeficientes por la media mensual de las realizaciones del factor correspondiente. Contrastamos la significación estadística de este cambio en el riesgo mediante la restricción lineal que aparece en la ecuación [7].

$$\beta_p \cdot \text{media}(R_{mt} - R_{ft}) + s_p \cdot \text{media}(\text{SMB}_t) + h_p \cdot \text{media}(\text{HML}_t) = 0, \quad [7]$$

donde  $\text{media}(R_{mt} - R_{ft})$ ,  $\text{media}(\text{SMB}_t)$  y  $\text{media}(\text{HML}_t)$  son la media mensual de las realizaciones de los factores en el periodo comprendido entre enero de 1992 a diciembre de 2001.

En la tabla 11 aparecen los resultados de este análisis para cuatro carteras. En las dos primeras columnas, se muestran los resultados obtenidos para dos carteras formadas por la

muestra completa de OPS, la primera de ellas equiponderada (EP) y la segunda ponderada por el valor de mercado (PV). La tercera columna recoge los resultados de una cartera compuesta por las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas, mientras que la última columna muestra la cartera está formada por las empresas grandes. Consistente con las estimaciones realizadas con empresas individuales (panel A de la tabla 10), ninguno de los coeficientes asociados a los factores de riesgo se muestra estadísticamente significativo (entre paréntesis aparece el estadístico  $t$ ). Por lo que respecta al cambio en el comportamiento anormal de las OPS medido por la constante del modelo de regresión [6], y de forma similar a los resultados obtenidos en los trabajos citados, obtenemos un empeoramiento significativo del comportamiento anormal tras el suceso concentrado en las empresas pequeñas y medianas. También de forma análoga a los resultados presentados en el panel C de la tabla 10, no encontramos para ninguna de las carteras analizadas cambios en la estimación del rendimiento exigido a los recursos propios (panel B de la tabla 11).

#### INSERTAR TABLA 11

Por lo que se refiere a la segunda explicación racional que plantean Boehme y Sorescu (2002), dado que los coeficientes asociados a los factores SMB y HML del modelo FF no muestran cambios estadísticamente significativos en ninguno de los dos análisis realizados, no es posible reconciliar el comportamiento anormal detectado tras las OPS de empresas pequeñas y medianas con la interpretación que se deriva del trabajo de Fama y French (1997). Los resultados de estos autores implican que es probable que un periodo en el que los coeficientes asociados a los factores de riesgo SMB y HML de una empresa o sector experimentan una disminución, coincida con un periodo en el que dicha empresa o sector presente un comportamiento no esperado anormalmente positivo. Este comportamiento anormal sería adicional a cualquier tipo de ajuste como consecuencia de disminuciones en la rentabilidad exigida a los recursos propios. Si ésta fuera la explicación, en nuestro caso

deberíamos haber obtenido incrementos significativos en los coeficientes de los factores SMB y HML, lo cual sería consistente con una muestra poblada, por casualidad, con empresas que pasan a ser, de forma no esperada, menos rentables durante el periodo posterior a la emisión. No obstante, los resultados presentados en las tablas 10 y 11 no apoyan esta interpretación.

## **6. CONCLUSIONES**

En este trabajo investigamos si los rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos que aparecen en el año posterior a las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas en nuestro mercado pudieran ser consecuencia de un fallo del método de estimación en relación con la hipótesis de un cambio del riesgo financiero y/o en la liquidez de los títulos que explicase la existencia de rendimientos anormales negativos [Eckbo et al. (2000) y Boehme y Sorescu (2002)]. Bajo esta hipótesis, esperaríamos encontrar una reducción del rendimiento exigido tras la OPS como consecuencia (i) de una reducción del riesgo relacionada con un menor apalancamiento financiero, y/o (ii) de un incremento en la liquidez de la empresa tras la OPS, de tal forma que los títulos requiriesen un menor rendimiento tras la emisión.

Los resultados obtenidos respecto del riesgo financiero no soportan la hipótesis de cambios en el mismo no recogidos en el modelo. Por lo que se refiere a la liquidez, a pesar del comportamiento diferencial que presentan las empresas emisoras de menor tamaño, los análisis realizados tampoco arrojan evidencia que justifique los rendimientos anormales negativos por cambios en la prima por liquidez ausente en los modelos utilizados. Por último, los rendimientos anormales detectados tampoco parecen deberse a cambios casuales en el rendimiento exigido a las empresas emisoras.

Si incorporamos a los resultados obtenidos en otros trabajos empleando distintas metodologías en la estimación del rendimiento anormal a largo plazo tras la OPS los obtenidos en este trabajo, parece posible afirmar con cierta confianza que el comportamiento

anormal detectado en el grupo de empresas emisoras pequeñas y medianas no se relaciona con una deficiencia de la metodología utilizada. Otras posibles explicaciones a este fenómeno pasan por la existencia de costes de arbitraje, la existencia de asimetrías informativas entre la empresa emisora y el mercado o en diferentes sesgos cognitivos que pudieran afectar a los inversores.\*\*

## **BIBLIOGRAFÍA**

AGGARWAL, R., R. LEAL y L. HERNÁNDEZ [1993]: “The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America”, *Financial Management* 22, 42–53.

AGRAWAL, A., J.F. JAFFE y G.N. MANDELKER [1992]: “The post–merger performance of acquiring firms: a re–examination of an anomaly”, *Journal of Finance* 47, 1605–1621.

ÁLVAREZ, S. y V.M. GONZÁLEZ [2001a]: “El comportamiento a largo plazo de la ofertas públicas iniciales”, *Análisis Financiero Internacional* 104, 5–27.

ÁLVAREZ, S. y V.M. GONZÁLEZ [2001b]: “El comportamiento a largo plazo de la ofertas públicas iniciales en el mercado español de capitales”, IX Foro de Finanzas, 15 y 16 de noviembre, Universidad de Navarra.

BAKER, M. y J. WURGLER [2000]: “The equity share in new issues and aggregate stock returns”, *Journal of Finance* 55, 2219–2257.

BARBER, B.M. y J.D. LYON [1997]: “Detecting long–run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics”, *Journal of Financial Economics* 43, 341–372.

BARBERIS, N., A. SHLEIFER y R. VISHNY [1998]: “A model of investor sentiment”, *Journal of Financial Economics* 49, 307–343.

- BOEHME, R.D. y S.M. SORESCU [2002]: “The long–run performance following dividend initiations and resumptions: Underreaction or product of chance?”, *Journal of Finance* 57, 871–900.
- BRAV, A. [2000]: “Inference in long–horizon event studies: A bayesian approach with application to Initial Public Offerings”, *Journal of Finance* 55, 1979–2016.
- BRAV, A., C. GECZY y P.A. GOMPERS [2000]: “Is the abnormal return following equity issuances anomalous?”, *Journal of Financial Economics* 56, 209–249.
- COMSTOCK, A., R.J. KISH y G.M. VASCONCELLOS [2003]: “The post–privatization financial performance of former state–owned enterprises”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13, 19–37.
- CORNETT, M.M., H. MEHRAN y H. TEHRANIAN [1998]: “Are financial markets overly optimistic about the prospects of firms that issue equity? Evidence from voluntary versus involuntary equity issuances by banks”, *Journal of Finance* 53, 2139–2159.
- COWAN, A.R. y M.A. SERGEANT [2001]: “Interacting biases, non–normal returns distributions and the performance of test for long–horizon event studies”, *Journal of Banking and Finance* 25, 741–765.
- DANIEL, K., D. HIRSHLEIFER y A. SUBRAHMANYAM [1998]: “Investor psychology and security market under– and overreactions”, *Journal of Finance* 53, 1839–1885.
- ECKBO, B.E., R.W. MASULIS y Ø. NORLI [2000]: “Seasoned public offerings: Resolution of the ‘new issues puzzle’”, *Journal of Financial Economics* 56, 251–291.
- ESPENLAUB, S., A. GREGORY e I. TONKS [2000]: “Re–assessing the long–term underperformance of UK Initial Public Offerings”, *European Financial Management* 6, 319–342.
- FAMA, E.F. [1998]: “Market efficiency, long–term returns, and behavioral finance”, *Journal of Financial Economics* 49, 283–306.

- FAMA, E.F. y K.R. FRENCH [1993]: “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- FAMA, E.F. y K.R. FRENCH [1997]: “Industry costs of equity”, *Journal of Financial Economics* 43, 153–193.
- FARINÓS, J.E. [2001]: “Rendimientos anormales de las OPV en España”, *Investigaciones Económicas* 25, 417–437.
- FARINÓS, J.E., C.J. GARCÍA y A.M. IBÁÑEZ [2002a]: “Comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas de venta subsiguientes en el mercado español”, IVIE [Institut Valencià d’Investigacions Econòmiques] WP–EC 2002–23.
- FARINÓS, J.E., C.J. GARCÍA y A.M. IBÁÑEZ [2002b]: “Problemas en la estimación y en el contraste de los rendimientos anormales a largo plazo: Estado de la cuestión”, *Cuadernos de Gestión* 2, 51–77.
- FARINÓS, J.E., C.J. GARCÍA y A.M. IBÁÑEZ [2003]: “¿Es irracional el lento ajuste del precio tras las OPV en España?, XI Foro de Finanzas, 13 y 14 de noviembre, Universidad de Alicante.
- IKENBERRY, D., J. LAKONISHOK y T. VERMAELEN [1995]: “Market underreaction to open market share repurchases”, *Journal of Financial Economics* 39, 181–208.
- JAIN, B.A. y O. KINI [1994]: “The post–issue operating performance of IPO firms”, *Journal of Finance* 49, 1699–1726.
- JAKOBSEN, J. y O. SØRENSEN [2001]: “Decomposing and testing long-term returns: An application on Danish IPOs”, *European Financial Management* 7, 393–417.
- JEGADEESH, N. [2000]: “Long–term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations”, *Financial Management* 29, 5–30.
- KANG, J.K., Y.C. KIM y R.M. STULZ [1999]: “The underreaction hypothesis and the new issues puzzle: Evidence from Japan”, *Review of Financial Studies* 12, 519–534.

- KELOHARJU, M. [1993]: “The winner’s curse, legal liability, and the long–run price performance of initial public offerings in Finland”, *Journal of Financial Economics* 34, 251–277.
- LEE, P.J., S.L. TAYLOR y T.S. WALTER [1996]: “Australian IPO pricing in the short and long run”, *Journal of Banking and Finance* 20, 1189–1210.
- LEVIS, M. [1993]: “The long–run performance of the initial public offerings: The UK experience 1980–1988”, *Financial Management* 22, 28–41.
- LJUNGQVIST, A.P. [1997]: “Pricing initial public offerings: Further evidence from Germany”, *European Economic Review* 41, 1309–1320.
- LOUGHRAN, T. [1993]: “NYSE vs NASDAQ returns: Market microstructure or the poor performance of initial public offerings?”, *Journal of Financial Economics* 33, 241–260.
- LOUGHRAN, T. y A.M. VIJH [1997]: “Do long–term shareholders benefit from corporate acquisitions?”, *Journal of Finance* 52, 1765–1790.
- LOUGHRAN, T. y J.R. RITTER [1995]: “The new issues puzzle”, *Journal of Finance* 50, 23–51.
- LOUGHRAN, T. y J.R. RITTER [1997]: “The operating performance of firms conducting seasoned equity offerings”, *Journal of Finance* 52, 1823–1850.
- LOUGHRAN, T. y J.R. RITTER [2000]: “Uniformly least powerful tests of market efficiency”, *Journal of Financial Economics* 55, 361–389.
- LOUGHRAN, T., J.R. RITTER y K. RYDQVIST [1994]: “Initial public offerings: International insights”, *Pacific–Basin Finance Journal* 2, 165–199.
- LYON, J.D., B.M. BARBER y C. TSAI [1999]: “Improved methods for tests of long–run abnormal stocks returns”, *Journal of Finance* 54, 165–201.

- McLAUGHLIN, R., A. SAFIEDDINE y G. VASUDEVAN [1996]: “The operating performance of seasoned equity issuers: Free cash flow and post–issue performance”, *Financial Management* 25, 41–53.
- MICHAELY, R., R. THALER y K. WOMACK [1995]: “Price reactions to dividend initiations and omissions”, *Journal of Finance* 38, 1597–1606.
- MIKKELSON, W.H., M.M. PARTCH y K. SHAH [1997]: “Ownership and operating performance of companies that go public”, *Journal of Financial Economics* 44, 281–307.
- MITCHELL, M.L. y E. STAFFORD [2000]: “Managerial decisions and long–term stock price performance”, *Journal of Business* 73, 287–329.
- PAGE, M.J. e I. REYNEKE [1997]: “The timing and subsequent performance of initial public offerings [IPOs] on the Johannesburg stock exchange”, *Journal of Business Finance and Accounting* 24, 1401–1420.
- PONTIFF, J. and SCHILL, M.J. [2003]: “Arbitrage holding costs and long–run returns: Evidence from seasoned equity offerings”, working paper.
- RANGAN, S. [1998]: “Earnings management and the performance of seasoned equity offerings”, *Journal of Financial Economics* 50, 101–122.
- RAU, P.R. y T. VERMAELEN [1998]: “Glamour, value, and the post–acquisition performance of acquiring firms”, *Journal of Financial Economics* 49, 223–253.
- RITTER, J.R. [1991]: “The long–run performance of initial public offerings”, *Journal of Finance* 46, 3–27.
- RUBIO, G. y M. TAPIA [1996]: “Adverse selection, volume and transactions around dividend announcements in a continuous auction system”, *European Financial Management* 2, 39–67.

- SPIESS, D.K. y J. AFFLECK–GRAVES [1995]: “Underperformance in long–run stock returns following seasoned equity offerings”, *Journal of Financial Economics* 38, 243–267.
- SPIESS, D.K. y J. AFFLECK–GRAVES [1999]: “The long–run performance following public bond issues”, *Journal of Financial Economics* 54, 243–267.
- STELE, R., O. EHARDT y R. PRZYBOROWSKY [2000]: “Long–run stock performance of German initial public offerings and seasoned equity issues”, *European Financial Management* 6, 173–196.
- TEOH, S.H., I. WELCH y T.J. WONG [1998a]: “Earnings management and the long–run market performance of initial public offerings”, *Journal of Finance* 53, 1935–1976.
- TEOH, S.H., I. WELCH y T.J. WONG [1998b]: “Earnings management and the long–run market performance of seasoned equity offerings”, *Journal of Financial Economics* 50, 63–99.

**Tabla 1**

Distribución anual, por tamaño y cociente valor contable / valor de mercado (VC/VM) de las ofertas públicas iniciales y subsiguientes de la muestra.

<b>Panel A: Número de emisiones por año</b>				
	<b>OPS</b>		<b>Total OPV</b>	
	<b>Núm.</b>	<b>Valor<sup>(*)</sup></b>	<b>Núm.</b>	<b>Valor<sup>(*)</sup></b>
1993	1	657.60	1	657.60
1994	4	1,264.21	6	1,571.01
1995	2	1,075.54	3	1,136.28
1996	3	972.52	7	1,294.42
1997	5	4,630.24	13	5,990.86
1998	4	3,539.78	13	4,194.10
1999	4	4,980.53	15	9,565.53
2000	6	6,018.87	10	10,114.94
<b>Total</b>	<b>29</b>	<b>23,139.37</b>	<b>68</b>	<b>34,524.86</b>

  

<b>Panel B: Distribución de las OPS por tamaño y cociente VC/VM</b>					
		<b>Tamaño</b>			<b>Total</b>
		<b>Pequeñas</b>	<b>Medianas</b>	<b>Grandes</b>	
<b>Cociente VC/VM</b>	<b>Alto</b>	3	2	0	5
	<b>Medio</b>	2	4	6	12
	<b>Bajo</b>	0	1	11	12
	<b>Total</b>	5	7	17	39

<sup>(\*)</sup> En millones de euros de 1993.

**Tabla 2**

**Comportamiento del apalancamiento financiero de las empresas que realizan una OPS alrededor del año de la emisión.** La tabla muestra la mediana, en los cinco años alrededor del año de la emisión (año 0), del cociente recursos ajenos a largo plazo entre fondos propios (*RALP/FP*) y del cociente recursos ajenos entre pasivo total (*RA/PT*). La muestra de OPS está constituida por todas las ofertas subsiguientes realizadas en el SIBE por emisores no extranjeros en el periodo 1993–2000, excepto aquellos casos en los que una misma empresa hubiera llevado a cabo otra OPV en un intervalo de tiempo inferior a doce meses. El panel A recoge los valores para la muestra de OPS (24 casos) y el panel B para una muestra de empresas de control asignadas según las características tamaño y cociente VC/VM del conjunto de empresas no financieras cotizadas en el SIBE que no hubieran realizado una OPV en un intervalo de 24 meses alrededor de la OPS. Contrastamos la hipótesis nula de que la distribución de los cocientes de endeudamiento de las empresas emisoras y de las no emisoras es idéntica. La significación estadística es medida mediante el contraste de Wilcoxon de los rangos con signo.

<b>Año relativo a la OPS</b>	<b>N RALP/FP</b>		<b>N RA/PT</b>	
<b>Panel A: Emisores</b>				
<b>-2</b>	19	14.93%	19	52.45%
<b>-1</b>	23	46.87%	23	59.50%
<b>0</b>	24	27.41%	24	59.46%
<b>+1</b>	20	24.62%	20	51.03%
<b>+2</b>	16	30.26%	16	55.18%
<b>Panel B: Control</b>				
<b>-2</b>		27.98%		56.62%
<b>-1</b>		33.24%		54.28%
<b>0</b>		38.73%		52.94%
<b>+1</b>		45.00%		56.85%
<b>+2</b>		32.40%		54.47%

**Tabla 3**

**Comportamiento del apalancamiento financiero alrededor de las OPS realizadas por empresas grandes.** El número de OPS realizadas por empresas grandes son 13 casos. Véase la tabla 2 para el resto de detalles.

<b>Año relativo a la OPS</b>	<b>N</b>	<b>RALP/FP</b>	<b>N</b>	<b>RA/PT</b>
<b>Panel A: Emisores</b>				
-2	9	34.30%	9	52.45%
-1	12	48.82%	12	60.05%
0	13	40.14%	13	60.27%
+1	11	58.11%	11	59.86%
+2	9	34.63%	9	58.26%
<b>Panel B: Control</b>				
-2		35.62%		50.24%
-1		38.26%		56.32%
0		40.10%		56.87%
+1		42.94%		57.38%
+2		30.66%		52.08%

**Tabla 4**

**Comportamiento del apalancamiento financiero alrededor de las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas.** El número de OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas son 11 casos. Véase la tabla 2 para el resto de detalles.

<b>Año relativo a la OPS</b>	<b>N</b>	<b>RALP/FP</b>	<b>N</b>	<b>RA/PT</b>
<b>Panel A: Emisores</b>				
-2	10	6.45%	10	56.02%
-1	11	34.06%	11	55.85%
0	11	13.80%	11	58.83%
+1	9	3.85%	9	44.53%
+2	7	3.17%	7	51.77%
<b>Panel B: Control</b>				
-2		19.19%		57.48%
-1		21.45%		51.92%
0		37.35%		45.90%
+1		47.06%		43.73%
+2		34.14%		62.90%

**Tabla 5****Cambio en el apalancamiento financiero respecto del año anterior a la emisión.**

La tabla muestra la mediana del cambio en porcentaje (calculado como diferencia) del cociente recursos ajenos a largo plazo entre fondos propios (*RALP/FP*) y del cociente recursos ajenos entre pasivo total (*RA/PT*) en el año de la emisión y los dos años siguiente respecto del año previo a la emisión. El panel A recoge los valores para la muestra completa de OPS (24 casos), el panel B recoge los resultados para las OPS realizadas por empresas grandes (13 casos) y el panel C para las realizadas por empresas pequeñas y medianas (11 casos). Contrastamos la hipótesis nula de que la mediana de la variación sea igual a cero. La significación estadística es medida mediante la prueba de Wilcoxon de los rangos con signo.

	N RALP/FP		N RA/PT	
<b>Panel A: Toda la muestra</b>				
<b>-1 a 0</b>	23	-6.41	23	-1.52
<b>-1 a +1</b>	19	-11.84	19	-5.52 <sup>c</sup>
<b>-1 a +2</b>	15	-21.57	15	-4.76
<b>Panel B: Grandes</b>				
<b>-1 a 0</b>	12	-8.52	12	-2.00
<b>-1 a +1</b>	10	-9.33	10	-3.68
<b>-1 a +2</b>	8	-8.89	8	-4.26
<b>Panel C: Peq+Med</b>				
<b>-1 a 0</b>	11	-0.90	11	-0.72
<b>-1 a +1</b>	9	-11.84	9	-6.18
<b>-1 a +2</b>	7	-33.89	7	-5.19

<sup>c</sup> Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 90%.

**Tabla 6**

**Relación entre el rendimiento anormal en el año posterior a la realización de una OPS con la variación del endeudamiento de la empresa emisora.** La relación entre el comportamiento anormal posterior a la OPS y las variaciones en el cociente de endeudamiento se establece mediante la estimación en sección cruzada del modelo de regresión  $CAR_{12,i} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta AF_i + \alpha_2 (\Delta AF_i \cdot d)$ , donde  $CAR_{12,i}$  es el rendimiento anormal acumulado de la OPS realizada por la empresa  $i$  en el año posterior a la emisión estimado tomando como referencia el IGBM y una cartera formada según las características tamaño y cociente VC/VM (C3×3);  $\Delta AF_i$  es el cambio (calculado como la diferencia) del cociente  $RALP/FP$  ( $RA/PT$ ) desde el año previo a la emisión (año -1) al año de la emisión (año 0) –panel A– y al año posterior a ésta (año +1) –panel B–, respectivamente; y  $d$  es una variable ficticia que toma el valor cero si la OPS  $i$  ha sido realizada por una empresa grande y toma el valor uno si la OPS ha sido llevada a cabo por una empresa clasificada como pequeña o mediana. El coeficiente  $\alpha_2$  indica la existencia de un comportamiento diferencial por parte del grupo de empresas pequeñas y medianas. Entre paréntesis aparece el valor del estadístico  $t$ , el cual ha sido calculado de acuerdo con White.

	CAR <sub>12</sub> (IGBM)		CAR <sub>12</sub> (C3×3)	
<b>Panel A: Cambio en el endeudamiento de -1 a 0</b>				
Constante	-0.1679 <sup>a</sup> (-2.90)	-0.1860 <sup>a</sup> (-2.91)	-0.1750 <sup>b</sup> (-2.65)	-0.1844 <sup>a</sup> (-2.85)
$\Delta RALP/FP$	-0.1136 (-0.40)		-0.0102 (-0.04)	
$(\Delta RALP/FP) \cdot d$	0.3836 (1.32)		0.0932 (0.35)	
$\Delta RA/PT$		-1.0446 <sup>b</sup> (-2.01)		-1.0212 (-1.51)
$(\Delta RA/PT) \cdot d$		1.1874 (1.09)		0.2885 (0.25)
$R^2$ Ajustado (%)	13.08%	0.67%	-7.99%	6.70%
<b>Panel B: Cambio en el endeudamiento de -1 a +1</b>				
Constante	-0.1599 <sup>b</sup> (-2.22)	-0.2181 <sup>a</sup> (-3.13)	-0.1653 <sup>c</sup> (-1.95)	-0.2121 <sup>b</sup> (-2.89)
$\Delta RALP/FP$	-0.2239 (-0.78)		-0.0468 (-0.20)	
$(\Delta RALP/FP) \cdot d$	0.5500 (1.52)		0.2232 (0.65)	
$\Delta RA/PT$		-0.6106 (-0.54)		0.1567 (0.16)
$(\Delta RA/PT) \cdot d$		0.4243 (0.36)		-0.6285 (-0.63)
$R^2$ Ajustado (%)	4.72%	-8.76%	-8.64%	1.72%

<sup>a, b, c</sup> Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

**Tabla 7**

**Incremento en el número de acciones en circulación tras la OPS.** La tabla recoge la media y la mediana del cociente del número de acciones que finalmente fueron asignadas en la oferta pública entre el número de acciones admitidas a cotización (cociente AS/AC) en el mes de junio o diciembre anterior a la OPS (el más próximo) para la muestra completa de OPS y clasificada por tamaños. La muestra consiste en todas las OPS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000 por emisores no extranjeros, excepto aquéllas en las que una misma empresa hubiera realizado otra OPV en los doce meses anteriores. La significación estadística ha sido medida con el estadístico *t* para el caso del promedio del cociente, mientras que en el caso de la mediana empleamos el contraste de Wilcoxon.

	<b>Todas</b>	<b>Grandes</b>	<b>Peq+Med</b>
Media	0.5478 <sup>a</sup>	0.3147 <sup>b</sup>	0.8779 <sup>a</sup>
Mediana	0.2402 <sup>a</sup>	0.1473 <sup>a</sup>	0.3559 <sup>a</sup>
N	29	17	12

<sup>a, b</sup> Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99% y 95%, respectivamente.

**Tabla 8**

**Cambio en la horquilla relativa en el año posterior a la OPS respecto del año previo.** La tabla recoge la media y la mediana de la horquilla relativa media de los 250 días previos y posteriores a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública. La horquilla relativa de la empresa  $i$  en el día  $t$  se calcula como el cociente de la horquilla absoluta entre el punto medio de la horquilla. La horquilla absoluta se define como la diferencia entre la media de los mejores precios de venta cotizados en el día  $t$  para la empresa  $i$  (precio  $Ask_{it}$ ) y la media de los mejores precios de compra cotizados en el día  $t$  para la empresa  $i$  (precio  $Bid_{it}$ ). Véase la tabla 7 para el resto de detalles.

	<b>Todas</b>	<b>Grandes</b>	<b>Peq+Med</b>
<b>Panel A: Año previo a la OPS</b>			
Media	0.0083	0.0035	0.0142
Mediana	0.0052	0.0026	0.0110
N	27	15	12
<b>Panel B: Año posterior a la OPS</b>			
Media	0.0051	0.0031	0.0077 <sup>c</sup>
Mediana	0.0041	0.0021	0.0077 <sup>c</sup>
N	29	16	13

<sup>c</sup> Cambio significativo para un nivel de confianza del 90%.

**Tabla 9**

**Relación entre la rentabilidad anormal en el año posterior a la OPS y el cambio en la liquidez que supone la emisión.** La relación entre el comportamiento anormal posterior a la OPS y los cambios en la liquidez se establece mediante la estimación en sección cruzada del modelo de regresión  $CAR_{12,i} = \gamma_0 + \gamma_1 LIQ_i + \gamma_2 (LIQ_i \cdot d)$ , donde  $CAR_{12}$  es el rendimiento anormal acumulado en el año posterior a la emisión, el cual ha sido estimado tomando como referencia el IGBM y una cartera formada según las características tamaño y cociente VC/VM (C3×3);  $LIQ_i$  hace referencia a la medida de liquidez empleada en la estimación y  $d$  es una variable ficticia que toma el valor cero si la OPS ha sido realizada por una empresa grande y uno si la OPS ha sido llevada a cabo por una empresa clasificada como pequeña o mediana. El coeficiente  $\gamma_2$  indica la existencia de un comportamiento diferencial por parte del grupo de empresas pequeñas y medianas. Las variables independientes son el incremento en el número de acciones en circulación (AS/AC), definido como el cociente del número de acciones que finalmente fueron asignadas en la oferta pública entre el número de acciones admitidas a cotización en el mes de junio o diciembre anterior a la OPS (el más próximo), y el cambio de la media diaria de la horquilla relativa ( $\Delta HR$ ) del periodo previo al posterior, cambio medido como el logaritmo natural del cociente de la media diaria de la horquilla relativa en los 250 días posteriores a la fecha en que comenzaron a cotizar los títulos emitidos entre la media diaria de los 250 días previos. La muestra de OPS consiste en todas las ofertas subsiguientes realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000 por emisores no extranjeros, habiendo sido excluidas aquéllas en las que una misma empresa hubiera realizado otra OPV en los doce meses anteriores. El número de casos de que consta la muestra es de 29. Entre paréntesis aparece el valor del estadístico  $t$ , el cual ha sido calculado de acuerdo con White.

	CAR <sub>12</sub> (IGBM)		CAR <sub>12</sub> (C3×3)	
Constante	-0.0950 (-1.56)	-0.1102 (-1.62)	-0.0814 (-1.42)	-0.1240 <sup>c</sup> (-1.88)
AS/AC	0.0340 (0.64)		0.0151 (0.35)	
(AS/AC)·d	-0.1275 (-1.56)		-0.1469 (-1.43)	
$\Delta HR$		-0.2626 (-1.12)		-0.2467 (-1.02)
( $\Delta HR$ )·d		0.4384 <sup>c</sup> (1.79)		0.4278 (1.58)
R <sup>2</sup> Ajustado (%)	1.47	7.13	8.28	7.04

<sup>c</sup> Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 90%.

**Tabla 10**

**Cambios en el riesgo tras las OPS estimados en sección cruzada.** Los cambios en los factores de riesgo tras la realización de una OPS son estimados para cada empresa individual de la muestra del siguiente modelo de regresión basado en el modelo de tres factores de Fama y French (1993):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + D_t \alpha_{\Delta i} + \beta_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + \beta_{\Delta i} D_t (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_{\Delta i} D_t \text{SMB}_t + h_{\Delta i} D_t \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}, \quad [5]$$

donde  $D_t$  es una variable ficticia que toma el valor uno si el mes  $t$  pertenece al periodo posterior a la fecha de la oferta y cero en caso contrario. Para cada empresa de la muestra de OPS estimamos la anterior regresión por MCO para el periodo que comprende los doce meses anteriores y posteriores al mes de la oferta ( $t_0$ ), esto es, para el periodo  $[t_0 - 12, t_0 + 12]$ , habiendo sido excluido el mes de la oferta. La muestra de OPS consiste en todas las ofertas subsiguientes realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000 por emisores no extranjeros, habiendo sido excluidas aquéllas en las que una misma empresa hubiera realizado otra OPV en los doce meses anteriores. Dado que perdemos un caso por no disponer de datos previos a la emisión, el número de casos de que consta la muestra es de 28. Los resultados se refieren a la muestra completa, las emisoras pequeñas y medianas combinadas (Peq+Med) y las emisoras grandes. El panel A recoge la media y mediana en sección cruzada de los parámetros estimados del modelo anterior, el panel B muestra el valor medio en serie temporal de los factores del modelo de Fama y French (1993). Cada uno de los tres coeficientes que miden el cambio en el riesgo ( $\beta_{\Delta i}$ ,  $s_{\Delta i}$ ,  $h_{\Delta i}$ ) es multiplicado por la media del correspondiente factor de riesgo del modelo de Fama y French (1993). En el panel C se recoge la media y mediana de la suma de los tres productos, la cual determina el cambio del rendimiento exigido de las acciones estimado en el horizonte de los doce meses posteriores a la OPS. La significación ha sido medida con el estadístico  $t$  y el contraste de Wilcoxon.

**Panel A: Coeficientes del modelo de regresión [5]**

	Toda la muestra		Peq+Med		Grandes	
	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
Coeficientes antes de la oferta						
$\alpha_i$	0.02 <sup>b</sup>	0.02 <sup>a</sup>	0.03 <sup>a</sup>	0.02 <sup>b</sup>	0.02	0.01 <sup>c</sup>
$\beta_i$	1.31 <sup>a</sup>	1.10 <sup>a</sup>	0.88 <sup>a</sup>	0.96 <sup>b</sup>	1.57 <sup>a</sup>	1.36 <sup>a</sup>
$s_i$	0.61 <sup>b</sup>	0.19 <sup>c</sup>	0.92 <sup>b</sup>	1.03 <sup>c</sup>	0.43	0.07
$h_i$	0.26	0.08	0.32	0.17	0.23	0.08
Cambio en los coeficientes tras la oferta						
$\alpha_{\Delta i}$	-0.03 <sup>b</sup>	-0.02 <sup>a</sup>	-0.05 <sup>a</sup>	-0.03 <sup>a</sup>	-0.01	-0.01
$\beta_{\Delta i}$	-0.12	-0.17	0.15	0.16	-0.27	-0.33
$s_{\Delta i}$	0.09	-0.21	0.05	0.17	0.11	-0.31
$h_{\Delta i}$	0.43	0.58	0.71	0.81	0.26	0.37
Número de casos	27		10		17	

**Panel B: Media mensual intertemporal de los factores de Fama y French (1993)**

$(R_{m,t} - R_{f,t})$	0.0062
SMB	-0.0047
HML	0.0030

**Panel C: Cambio del rendimiento exigido de las acciones estimado tras la OPS**

Media	0.0002	0.0028	-0.0014
Mediana	0.0007	0.0030	-0.0009

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99% y 95%, respectivamente.

**Tabla 11**

**Cambios en el riesgo tras las OPS estimados en serie temporal.** Los cambios en los factores de riesgo tras la realización de una OPS son estimados mediante la estimación del siguiente modelo de regresión basado en el modelo de tres factores de Fama y French (1993):

$$R_{post,t} - R_{pre,t} = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + \varepsilon_{p,t}, \quad [6]$$

donde  $R_{post,t}$  es el rendimiento en el mes de calendario  $t$  de una cartera formada por aquellas empresas que realizaron una OPS en los 12 meses anteriores a dicho mes, y  $R_{pre,t}$  es el rendimiento en el mes de calendario  $t$  de una cartera formada por aquellas empresas que realizaron una OPS en los 12 meses posteriores al mes  $t$ . Los coeficientes  $\beta_p$ ,  $s_p$  y  $h_p$ , que aparecen en el panel A, proporcionan una estimación de las diferencias entre el periodo previo y posterior a la OPS de los parámetros del modelo de Fama y French, controlando, al mismo tiempo, por la correlación cruzada entre las empresas de la muestra. Cada uno de los tres coeficientes es multiplicado por la media del correspondiente factor de riesgo del modelo de Fama y French (1993) y contrastamos la significación estadística de este cambio en el riesgo mediante la restricción lineal que aparece en la siguiente ecuación:

$$\beta_p \cdot \text{media}(R_{mt} - R_{ft}) + s_p \cdot \text{media}(SMB_t) + h_p \cdot \text{media}(HML_t) = 0,$$

donde  $\text{media}(R_{mt} - R_{ft})$ ,  $\text{media}(SMB_t)$  y  $\text{media}(HML_t)$  son la media mensual de las realizaciones de los factores en el periodo comprendido entre enero de 1992 a diciembre de 2001 (véase el panel B de la tabla 10). La significación ha sido medida con el estadístico  $F$ .

	EP	PV	Peq+Med	Grandes
<b>Panel A: Resultado regresión [6]</b>				
$\alpha_p$	-0.03 <sup>a</sup> (-4.64)	-0.02 <sup>b</sup> (-2.46)	-0.06 <sup>a</sup> (-4.68)	-0.01 (-1.67)
$\beta_p$	0.03 (0.26)	-0.07 (-0.63)	0.19 (0.79)	-0.12 (-1.05)
$s_p$	-0.15 (-0.85)	-0.07 (-0.40)	-0.25 (-0.77)	-0.04 (-0.24)
$h_p$	0.11 (0.61)	0.24 (1.18)	0.68 (1.67)	0.07 (0.40)
<b>Panel B: Cambio del rendimiento exigido de las acciones estimado tras la OPS</b>				
Est. $F$	0.0012 (0.99)	0.0006 (0.24)	0.0044 (3.57)	-0.0004 (0.08)

<sup>a, b</sup> Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99% y 95%, respectivamente.