



Cuadernos de Economía y Dirección de la
Empresa
ISSN: 1138-5758
cede@unizar.es
Asociación Científica de Economía y Dirección
de Empresas
España

Farinós, José E.; García, C. José; Ibáñez, Ana M^a
Riesgo de liquidez y rendimientos anormales a largo plazo en las empresas cotizadas que realizan
una OPV

Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa, núm. 38, marzo, 2009, pp. 119-141
Asociación Científica de Economía y Dirección de Empresas
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80711200005>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

Riesgo de iliquidez y rendimientos anormales a largo plazo en las empresas cotizadas que realizan una OPV *

Illiquidity Risk and the Long-run Under-performance of Seasoned Equity Issues

José E. Farinós **

C. José García

Ana M^a Ibáñez

Sumario: 1. Introducción. 2. Riesgo de iliquidez y rendimientos esperados. 3. Selección y características de la muestra. 4. Rentabilidad a largo plazo tras la OPV subsiguiente: análisis inicial. 4.1. Rentabilidad a largo plazo en fecha de suceso. 4.2. Rentabilidad a largo plazo en fecha de calendario. 5. Cambios en la liquidez tras la OPV subsiguiente. 6. Rentabilidad a largo plazo tras la OPV subsiguiente: incorporación del riesgo de iliquidez. 7. Conclusiones.

Referencias bibliográficas

Recepción del original: 03/07/2005

Aceptación del original: 07/10/2008

RESUMEN: En este trabajo aportamos nueva evidencia en relación con cambios en la prima por riesgo de las empresas cotizadas que realizan una OPV, lo que explicaría los rendimientos anormales negativos significativos encontrados en trabajos previos. En concreto, contrastamos la hipótesis de que un incremento de la liquidez a largo plazo tras la emisión implica una reducción de la prima exigida por liquidez y, por tanto, un menor rendimiento esperado. Si el riesgo de iliquidez no se tiene en cuenta en el análisis del comportamiento anormal de los títulos, la menor prima por riesgo de iliquidez exigida da como resultado un mal comportamiento. Dado que nuestros resultados sugieren un incremento de la liquidez de las empresas de la muestra en el año posterior a la emisión, extendemos el análisis de la rentabilidad anormal introduciendo en el modelo de tres factores de Fama y French (1993) un factor de riesgo de iliquidez basado en la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002). Los resultados muestran que el mal comportamiento tras la emisión desaparece.

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores de la revista. Este trabajo ha contado con el soporte financiero de la CICYT proyecto SEC2000-0773.

** Autor de contacto. Dirección: Universidad de Valencia. Facultat d'Economia, Departamento de Finanzas Empresariales. Av. dels Tarongers s/n, 46022 Valencia (España). Tel.: 963828369. Fax: 963828370. Correo electrónico: jose.e.farinos@uv.es.

Palabras clave: riesgo de illiquidez, rendimientos anormales a largo plazo, OPV subsiguientes.
Clasificación JEL: G12, G14.

ABSTRACT: This paper presents new evidence on potential risk-based explanations for the low SEO returns in the year after the issue. Specifically, we analyse whether the issue leads to a long-term higher stock liquidity that implies that SEO stocks have lower expected return due to lower exposure to liquidity risk factor. Therefore, we investigate if Spanish SEO firms experience significant changes in long-term liquidity after the issue. Results suggest that SEO-firm liquidity increases significantly in the year after the issue. Finally, we explore the post-performance of SEO firms explicitly accounting for liquidity risk. In particular, we employ the three factor model by Fama and French (1993) extended in one additional liquidity factor based on the illiquidity measure proposed by Amihud (2002). Our results show that underperformance disappears when accounting for liquidity risk.

Key words: illiquidity risk, long-run underperformance, SEO issues.

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 negativos 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 [OPVS]). Este fenómeno ha sido documentado no sólo en el mercado norteamericano sino en la práctica totalidad de los mercados de capitales del mundo¹.

En nuestro mercado, Álvarez y González (2005), Farinós (2001) y Farinós *et al.* (2007a, 2007b) muestran evidencia del comportamiento a largo plazo de las empresas que llevan a cabo una OPV². De estos trabajos se desprende que de forma robusta a diferentes metodologías y composiciones de la muestra, las OPVS realizadas por empresas de menor tamaño experimentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante el año posterior a la emisión. Este resultado implica que las empresas emisoras vendieron sus títulos a un precio superior al de su valor de acuerdo con los modelos de valoración. En concreto, Farinós *et al.* (2007a) cuantifican en aproximadamente 370 millones de euros el sobreprecio pagado por los inversores que adquirieron títulos emitidos en las OPVS de la década de 1990.

Existe en la literatura un intenso debate acerca del origen de este comportamiento anómalo, ya que esta evidencia se enfrenta con la visión clásica de la

¹ Véase Ritter (1991), Loughran y Ritter (1995) y Jegadeesh (2000) para el mercado norteamericano; Espenlaub *et al.* (2000) para el mercado británico; Stele *et al.* (2000) para el mercado alemán; Lee *et al.* (1996) para el mercado australiano; y Kang *et al.* (1999) para el mercado japonés. 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.

² Pastor y Martín (2004) estudian el comportamiento a largo plazo de las emisiones de acciones con derechos, encontrando un mal comportamiento de las empresas emisoras hasta tres años posteriores a la emisión.

incorporación rápida y completa de la información pública por parte de los mercados, sugiriendo la posible no eficiencia de los mercados. El cuestionamiento de la eficiencia del mercado refleja la importancia de este fenómeno tanto desde el punto de vista de los inversores como del regulador.

La evidencia de comportamiento anormal a largo plazo motivó que una parte de la literatura atribuyera 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)]. Frente a estas aproximaciones al problema, Fama (1998) sostiene que el comportamiento anormal a largo plazo detectado es consecuencia de metodologías sesgadas y/o modelos de valoración mal especificados.

Abundando en el problema señalado por Fama (1998), los trabajos de Brav *et al.* (2000) y Mitchell y Stafford (2000), entre otros, detectan que las anomalías a largo plazo son sensibles a la metodología empleada, lo que reforzaría la argumentación de que esta anomalía no supone una evidencia contra la eficiencia del mercado [Fama (1998) y Brav *et al.* (2000)]. No obstante, Loughran y Ritter (2000) argumentan que si realmente el mercado no valora adecuadamente los títulos, entonces los rendimientos anormales *no deberían* ser robustos a metodologías alternativas. Además, estos autores critican la inclusión 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.

Dentro de este contexto, Eckbo *et al.* (2000) y Eckbo y Norli (2005) estudian si los rendimientos anormales negativos a largo plazo encontrados en la literatura para OPI y OPVS en el mercado norteamericano pudieran estar relacionados con el hecho de que tras la emisión las empresas emisoras experimentasen un menor endeudamiento y sus títulos una mayor liquidez en el mercado. Una menor exposición a estos y otros tipos de riesgos conllevaría menores rendimientos esperados y, por tanto, explicarían el mal comportamiento encontrado en trabajos previos en los que no se controlaba de forma adecuada el riesgo. La evidencia que presentan es consistente con la hipótesis de que una mayor liquidez y un menor endeudamiento suponen un menor rendimiento esperado en los títulos de las empresas que realizan una OPI.

Por lo que se refiere a nuestro mercado, y en relación a la anterior discusión, por un lado Farinós *et al.* (2007a) investigan la posibilidad de que el rendimiento anormal negativo que presentan las OPVS 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 posibilidad³. Por otro lado, Álvarez y González (2005) y Farinós

³ En el caso de la emisión de acciones con derechos, Pastor y Gómez (2006) encuentran que el rendimiento anormal negativo que presentan las empresas emisoras durante los tres años posteriores a la ampliación de capital están relacionados con la sobreestimación que el mercado realiza de los beneficios futuros de las mismas. Esta sobreestimación tendría su origen, al menos en parte, en las predicciones excesivamente optimistas difundidas por los analistas financieros.

(2001) muestran evidencia de la robustez del comportamiento a largo plazo de las empresas que realizan una OPI o una OPVS. De forma consistente con la literatura internacional, sus resultados muestran cómo diferentes métricas y metodologías sugieren comportamientos distintos en función de la amplitud del horizonte estudiado. No obstante, y como se ha señalado anteriormente, las OPVS, a diferencia de las OPI, muestran de forma sistemática rendimientos anormales negativos en el año posterior a la emisión.

En este trabajo presentamos nueva evidencia para nuestro mercado relacionada con las explicaciones racionales de los bajos rendimientos a largo plazo de las OPVS. En concreto, investigamos el problema de la mala especificación del modelo generador de rendimientos esperados como causa del mal comportamiento encontrado en el año posterior a la realización de una OPVS. Tomando como referencia los resultados obtenidos por Eckbo *et al.* (2000) y Eckbo y Norli (2005) para el mercado norteamericano, nuestra hipótesis de trabajo es que un incremento de la liquidez a largo plazo tras la emisión de las empresas que realizan una OPVS implica una reducción de la prima exigida por liquidez y, por tanto, un menor rendimiento esperado⁴. Si el riesgo de iliquidez no se tiene en cuenta en el análisis del comportamiento anormal de los títulos, tal y como ha ocurrido en los trabajos previos a éste realizados en nuestro mercado, la menor prima por riesgo de iliquidez exigida da como resultado un mal comportamiento.

Con el objeto de contrastar esta hipótesis, en primer lugar estudiamos el comportamiento anormal de una muestra de OPVS realizadas desde 1994 hasta 2003 por empresas no inmersas en el marco del proceso de privatización de las empresas públicas, para un horizonte de 12 meses tras la emisión. Nos centramos en este horizonte dado que es el que sistemáticamente ha mostrado rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos en los trabajos previos realizados en nuestro mercado. Los resultados obtenidos son consistentes con estos trabajos al mostrar rendimientos anormales negativos significativos concentrados en las empresas de menor tamaño. A continuación, el análisis de cambios de liquidez pone de manifiesto que las empresas que realizaron una OPVS experimentaron incrementos a largo plazo significativos en la liquidez. Dada esta evidencia, por último empleamos el modelo de tres factores de Fama y French (1993) extendido con un factor adicional de liquidez. De forma consistente con nuestra hipótesis, al introducir este nuevo factor en la valoración de las empresas que realizan una OPVS, el mal comportamiento en el año posterior a la oferta desaparece.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se describe el estado de la cuestión en relación a la existencia de una prima por riesgo de iliquidez en el mercado. La sección 3 describe la muestra y datos empleados. La sección 4 muestra el análisis inicial de los rendimientos anormales a largo plazo mediante el uso de metodologías similares a las de trabajos previos. En la sección

⁴ Acedo *et al.* (2007) encuentran un incremento en la liquidez y la actividad negociadora en un período de 135 días posteriores a una OPVS para una muestra mixta de emisiones realizadas por empresas privadas y emisiones realizadas en el contexto del proceso de privatización de empresas públicas para el período muestral de 1993 a 2003.

5 se analiza el cambio a largo plazo en la liquidez tras la OPVS. En la sección 6 se estima de nuevo el rendimiento anormal en el año posterior a la oferta con la introducción de un factor de riesgo por liquidez. La sección 7 resume las principales conclusiones del trabajo.

2. Riesgo de liquidez y rendimientos esperados

Como muy bien señala Amihud (2002), la liquidez es un concepto esquivo. De forma general se acepta que un título puede calificarse como líquido cuando se negocia con bajos costes directos de transacción (reflejados en la horquilla de precios), con un tiempo de ejecución mínimo y con un insignificante o nulo impacto de la negociación en el precio. En este sentido, un buen número de trabajos han puesto de manifiesto la relación entre el rendimiento de un título y diferentes aspectos de la liquidez específica del mismo (del título individualmente considerado) como así se hace en los modelos de costes de inventario de Demsetz (1968), Amihud y Mendelson (1980) y Grossman y Miller (1988), entre otros; y en trabajos que tratan la existencia de información asimétrica en la negociación como los de Copeland y Galai (1983) y Kyle (1985).

A pesar de la evidencia aportada por la literatura de la microestructura del mercado, los modelos clásicos de valoración no consideran los mecanismos de negociación y, por tanto, su efecto en el proceso de formación de los precios. Esto es, los modelos asumen que los mercados son perfectamente líquidos y, por tanto, la liquidez no juega ningún papel en la valoración de los títulos⁵.

No obstante, en los últimos años diferentes trabajos realizados en el mercado norteamericano [Brennan y Subrahmanyam (1996), Brennan *et al.* (1998), Chordia *et al.* (2001), Pástor y Stambaugh (2003)] han puesto de manifiesto que los rendimientos esperados están relacionados en sección cruzada con distintas medidas de la liquidez individual de los títulos. Esta evidencia plantea la cuestión de si la liquidez, considerada de forma agregada para el mercado en su conjunto, es valorada por éste y si, en definitiva, puede considerarse como un factor de riesgo sistemático. Esto implicaría que los inversores exigirán una prima por mantener aquellos títulos más sensibles a shocks adversos de liquidez. Pástor y Stambaugh (2003), Acharya y Pedersen (2005) y Sadka (2006) proporcionan evidencia de la existencia de una prima por riesgo sistemático de liquidez, medido a través de la covarianza del rendimiento con determinadas medidas de shocks de la liquidez agregada, de tal forma que los títulos cuyos rendimientos son más sensibles a las fluctuaciones de la liquidez agregada ganan un rendimiento mayor que los títulos que exhiben una sensibilidad menor.

A pesar del esfuerzo realizado por los investigadores, la ausencia de una fundamentación teórica que justifique la valoración del riesgo de iliquidez conduce a la diversidad de medidas de la liquidez alternativas que se emplean en la lite-

⁵ Ejemplo de ello son los modelos de valoración en equilibrio tales como el modelo CAPM y el modelo CAPM Intertemporal (ICAPM).

ratura (horquillas cotizadas, horquillas efectivas, rotación de los títulos, ratio del rendimiento absoluto respecto del volumen efectivo negociado, coste de selección adversa, etc.) Ante esta proliferación de medidas, Korajczyk y Sadka (2008) afirman que es imposible discernir si la valoración de las distintas medidas es evidencia de múltiples premios de liquidez o si cada medida es una estimación ruidosa de un único factor de riesgo subyacente y, por tanto, tan solo existe una única prima por riesgo de iliquidez. La evidencia que encuentran en su trabajo pone de manifiesto, por un lado, la existencia de un factor común de liquidez y, por otro lado, que la liquidez sistemática agregada es un factor valorado por el mercado.

Por lo que respecta al mercado español deben destacarse los trabajos de Martínez *et al.* (2005) y de Miralles y Miralles (2006). Así, el estudio de Martínez *et al.* (2005) muestra la existencia de un premio significativo por iliquidez cuando se emplea como medida de la misma la propuesta por Amihud (2002). Por su parte, Miralles y Miralles (2006) obtienen que la adaptación del modelo de Acharya y Pedersen (2005), considerando la liquidez como riesgo sistemático, es una especificación adecuada para reflejar la valoración de la liquidez por parte de nuestro mercado.

3. Selección y características de la muestra

Para la realización de este trabajo contamos con todas las OPVS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2006. Para formar parte de la muestra objeto de análisis excluimos de este conjunto aquellas ofertas que no cumplan alguno de los siguientes requisitos: (i) el emisor debe ser nacional; (ii) la emisión no debe estar enmarcada en un proceso de privatización⁶; (iii) tras la emisión debe haber información bursátil al menos durante 12 meses; (iv) la empresa no debe haber realizado otra oferta pública de venta (bien OPI, bien OPVS) en un período inferior a los 36 meses anteriores⁷; y (v) la emisión no debe ir destinada a la remuneración de directivos y/o empleados. La aplicación de estos criterios resultó en una muestra final de 22 OPVS realizadas por otras tantas empresas, siendo la primera OPVS de la muestra en marzo de 1994 y la última en junio de 2003. En el anexo 1 se muestra la lista de ofertas que conforman la muestra, la fecha de la emisión y el valor nominal de la misma.

La información necesaria para la realización de los diferentes análisis de este estudio procede de la base de datos SABI, de la Bolsa de Madrid, de la Comisión

⁶ Hemos excluido las OPVS que supusieron la venta al mercado de paquetes de acciones propiedad del Estado debido a que las motivaciones subyacentes para la realización de la oferta difieren de las realizadas por empresas privadas [véase Megginson y Netter (2001) para una amplia discusión]. Para el mercado español, Farinós *et al.* (2007b) encuentran diferencias significativas en la infravaloración inicial y en el comportamiento a largo plazo de las OPVS relacionadas con el proceso de privatización y las OPVS realizadas por empresas privadas.

⁷ De esta forma evitamos la dependencia en sección cruzada en los contrastes estadísticos. Lyon *et al.* (1999) tratan en profundidad este problema.

Nacional del Mercado de Valores y de la *Información Semestral de las Entidades con Valores Negociados en Bolsa* publicada por la Bolsa de Valores de Valencia.

TABLA 1. Distribución por tamaño y cociente valor contable / valor de mercado (VC/VM) de las ofertas públicas de venta subsiguientes (OPVS) de la muestra

			Tamaño		
		Pequeñas	Medianas	Grandes	Total
Cociente VC/VM	Alto	5	2	—	7
	Medio	2	4	1	7
	Bajo	—	1	7	8
	Total	7	7	8	22

La muestra está formada por todas las OPVS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 2006 que cumplen los requisitos impuestos en la sección 3. La muestra consta de 22 casos.

Un aspecto relevante señalado por Brav *et al.* (2000) y Eckbo *et al.* (2000) es el de que los rendimientos anormales negativos encontrados en la literatura se concentran en las empresas pequeñas con bajos cocientes valor contable de los fondos propios/valor de mercado de las acciones (en adelante, cociente VC/VM) puesto que son éstas las que presentan a los modelos de valoración multifactoriales más problemas para su correcta valoración. En la tabla 1 se muestra la distribución de las OPVS de la muestra por tamaño y cociente VC/VM. Para llevar a cabo esta clasificación procedemos de forma análoga a la construcción de las carteras de Fama y French (1993, págs. 8-9).

De la tabla 1 se desprende que, a diferencia del mercado norteamericano, no existe un predominio de empresas pequeñas con bajos cocientes VC/VM en la muestra, sino, por el contrario, las empresas de la muestra se reparten de forma equilibrada por los diferentes tamaños y cocientes VC/VM.

4. Rentabilidad a largo plazo tras la OPV subsiguiente: análisis inicial

Dado que el período muestral y los criterios de composición de la muestra de OPVS en este trabajo son distintos en relación con trabajos anteriores relacionados es conveniente analizar si el mal comportamiento de las empresas que realizan una OPVS continua estando presente, prestando especial interés en determinar la robustez de los resultados frente a diferentes metodologías. Por esta razón en esta sección analizamos la rentabilidad de las empresas emisoras para el horizonte de 12 meses tras la emisión mediante metodologías similares a las empleadas en trabajos previos [Farinós (2001) y Álvarez y González (2005)], además de introducir alguna innovación de carácter estadístico no contemplada hasta el momento.

En concreto, tanto en el análisis en fecha de suceso mediante el empleo de rendimientos compuestos como en el análisis en fecha de calendario, la estimación de los rendimientos anormales de las empresas de la muestra se realizan controlando por las características tamaño y cociente VC/VM. De esta forma,

si el pobre comportamiento de las empresas que emiten títulos es una mera manifestación de diferentes efectos tales como diferencias en tamaño y cociente VC/VM, entonces los rendimientos anormales no deberían ser ni económica ni estadísticamente distintos de cero.

4.1. RENTABILIDAD A LARGO PLAZO EN FECHA DE SUCESO

4.1.1. Metodología

En el cálculo del rendimiento a largo plazo en fecha de suceso se componen los rendimientos mensuales para, de esta forma, obtener el rendimiento correspondiente al horizonte temporal o ventana que se desea estudiar. Los rendimientos así calculados se corresponderían con una estrategia consistente en *comprar y mantener* durante dicho horizonte y se denominan, en la terminología anglo-sajona, como *buy-and-hold returns* (BHR). Así, el rendimiento de la empresa i durante el período de inversión H se calcularía como aparece en [1].

$$BHR_{iH} = \left[\prod_{t=s+1}^{s+1+H} (1 + R_{it}) \right] - 1, \quad [1]$$

donde s es el mes del suceso y R_{it} es el rendimiento de la empresa i en el mes t . Para la determinación del rendimiento anormal (BHAR) el rendimiento de las empresas emisoras se compara con un conjunto de empresas de control emparejadas en función del tamaño (valor de mercado) y tamaño-cociente VC/VM.

Para la elección de las empresas de control, en primer lugar seleccionamos todas las empresas negociadas en el SIBE al final del año previo a la OPVS que no hayan realizado ni una OPI ni una OPVS al menos durante un período de 3 años anteriores a la fecha de la emisión. De este conjunto, por un lado, las empresas de control emparejadas por la característica tamaño son aquellas cuya capitalización sea la más cercana a la capitalización de la empresa emisora tras la emisión [Eckbo y Norli (2005)]. Por otro lado, para el emparejamiento de la empresa de control según las características tamaño y cociente VC/VM identificamos del conjunto de empresas elegibles aquellas que tengan un valor de mercado comprendido entre el 70% y el 130% del valor de mercado de la empresa de la muestra. De este subconjunto de empresas seleccionamos aquélla cuyo cociente VC/VM sea el más próximo al de la empresa de la muestra [Baber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999)].

El rendimiento anormal ($BHAR_H$) inducido por el suceso se obtendría como se define en la expresión [2].

$$BHAR_{iH} = BHR_{OPVS,H} - BHR_{CONTROL,H}, \quad [2]$$

siendo la media muestral en sección cruzada de los $BHAR_{iH}$ individuales ($BHAR_H$) el estimador empleado para medir el comportamiento de las empresas de la muestra.

$$\overline{\text{BHAR}}_H = \sum_{i=1}^N w_i \cdot \text{BHAR}_{iH}, \quad [3]$$

donde N es el número de sucesos en la muestra y w_i es el peso asignado a la empresa i al calcular la media en sección cruzada de los rendimientos. La práctica de emplear como peso el valor de mercado de la empresa en el momento del suceso presenta el inconveniente de sobreponderar con mayor intensidad las observaciones recientes frente a las iniciales. Para evitar este problema, común, por otro lado, cuando se realiza un estudio respecto de la fecha del suceso, se estandariza antes del cálculo de los pesos en el cómputo de los rendimientos ponderados el valor de mercado de la empresa correspondiente dividiéndolo por el nivel del índice de mercado [Mitchell y Stafford (2000)].

La hipótesis nula a contrastar consiste en que el rendimiento anormal medio en sección cruzada sea igual a cero para la muestra de N empresas en el horizonte H , siendo la hipótesis alternativa que dicha media sea distinta de cero, esto es:

$$H_0: \overline{\text{BHAR}}_H = 0, \text{ versus } H_1: \overline{\text{BHAR}}_H \neq 0.$$

Un aspecto todavía no resuelto en la literatura se refiere a la mala especificación del contraste estadístico de la anterior hipótesis nula. Barber y Lyon (1997), entre otros, pusieron en cuestión los métodos habitualmente empleados hasta ese momento al mostrar que estos métodos tendían a encontrar un comportamiento anormal positivo o negativo cuando éste no existe. El problema que se revela en la literatura como de mayor importancia es el que introduce en los contrastes la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales a largo plazo [Mitchell y Stafford (2000)] como consecuencia del solapamiento que se produce en el cálculo de los rendimientos anormales de las empresas individuales. A raíz de esta evidencia, Lyon *et al.* (1999) recomiendan la realización de inferencias ajustando el estadístico t por asimetría vía *bootstrapping*⁸. Sin embargo, este método presenta dos importantes problemas: por un lado, tan solo está bien especificado para muestras aleatorias y, por otro lado, el empleo del *bootstrap* no es capaz de resolver el problema de la dependencia. Como señalan Mitchell y Stafford (2000), ello se debe a que la generación de una distribución empírica mediante submuestras aleatorias no es capaz de capturar la estructura de la matriz de varianzas-covarianzas de la muestra de empresas.

Dada la anterior evidencia, en esta sección empleamos una batería de contrastes con el objeto de obtener cierta seguridad respecto de la robustez de los resultados. En concreto, utilizamos:

- (i) El estadístico t convencional.
- (ii) La prueba de Wilcoxon de los rangos con signo⁹.

⁸ Este procedimiento es empleado por Farinós (2001) y Álvarez y González (2005).

⁹ Los contrastes no paramétricos no son muy habituales en los estudios de sucesos a largo plazo [Spiess y Affleck-Graves (1995) es una excepción], ya que exhiben serios problemas en presencia

(iii) El contraste de diferencia de medias de dos grupos propuesto por Cowan y Sergeant (2001) y recogido en la expresión [4], para cuya aplicación se limita el valor extremo de las observaciones a tres veces su desviación típica. Es decir, si el valor (absoluto) de la observación excede tres veces la desviación típica en sección cruzada de las observaciones de la muestra, entonces se le asigna el valor límite (con el signo correspondiente).

$$Z = \frac{\overline{\text{BHAR}}_H}{\sqrt{\frac{\sigma^2_{OPVS}}{N} + \frac{\sigma^2_{CONTROL}}{N}}} \quad [4]$$

(iv) Por último, el estadístico t (HSC_t) propuesto por Jegadeesh y Karceski (2004), no empleado hasta el momento en los trabajos realizados en nuestro mercado. A diferencia tanto del estadístico de Lyon *et al.* (1999) como del resto de estadísticos, la metodología que proponen Jegadeesh y Karceski (2004) es robusta en muestras no aleatorias, ya que tiene en cuenta los problemas de heteroscedasticidad y correlación en sección cruzada.

Dos aspectos importantes que resaltan Jegadeesh y Karceski (2004) respecto de este estadístico son, por un lado, que en muestras pequeñas no es conocida su distribución por lo que es necesaria su aplicación mediante la técnica del *bootstrap*; y, por otro lado, su carácter extremadamente conservador.

Respecto del proceso *bootstrap*, el procedimiento que hemos seguido es el siguiente. Hemos extraído 1,000 submuestras aleatorias (con reposición) de la muestra original de tamaño $N_b = N/2$ [Lyon *et al.* (1999)]. En cada submuestra se calcula el estadístico HSC_t , y a continuación ordenamos los 1.000 estadísticos y determinamos los valores críticos correspondientes a los intervalos de confianza al 99%, 95% y 90%.

4.1.2. Resultados

La tabla 2 muestra los resultados del comportamiento de la muestra de OPVS para un esquema de rendimientos equiponderados (panel A) y de rendimientos ponderados (panel B). De forma consistente con la evidencia previa en el mercado español, encontramos rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos durante los primeros doce meses tras la OPVS de una cuantía algo superior al 20%. Este mal comportamiento es debido a las empresas de menor tamaño, como así lo pone de manifiesto el hecho de que tan sólo aparezca cuando

de asimetría [Barber y Lyon (1997)], y los métodos para su correcta especificación no han sido ampliamente estudiados. No obstante, creemos que, en cualquier caso, y dado el tamaño de la muestra, pueden ser un buen indicador de la robustez de los resultados.

los rendimientos anormales se calculan de forma equiponderada (panel A de la tabla 2).

TABLA 2. Rendimiento anormal compuesto (BHAR) equiponderado y ponderado en una ventana de doce meses posteriores a la Oferta Pública de Venta Subsiguiente (OPVS)

				p—value				
	N	BHR _{OPVS,H}	BHR _{CONTROL,H}	BHAR _H	t	W	Z	HSC_t
EC tamaño	22	-7,94	15,49	-23,43	0,0178	0,0273	0,0152	0,0989
EC tamaño y cociente VC/VM	22	-7,94	13,11	-21,05	0,0348	0,0441	0,0445	0,1328
Panel B: Rendimientos ponderados								
	N	BHR _{OPVS,H}	BHR _{CONTROL,H}	BHAR _H	U	Z		
EC tamaño	22	-1,28	11,19	-12,47	0,3578	0,3766		
EC tamaño y cociente VC/VM	22	-1,28	8,99	-10,27	0,3743	0,4079		

En la primera columna se muestran los controles empleados para medir el comportamiento de las OPVS. En la segunda aparece el tamaño de la muestra. La tercera y cuarta columna contienen el rendimiento compuesto (BHR) correspondiente a la cartera de OPVS y a los respectivos controles, mientras que en la quinta se muestra el rendimiento anormal medio en sección cruzada (BHAR_H). A continuación, se muestra el *p—value* correspondiente a los diferentes estadísticos empleados. En el caso de los rendimientos anormales equiponderados (panel A) se ha utilizado el estadístico *t* convencional (*t*), el contraste (no paramétrico) de los rangos con signo de Wilcoxon (*W*), el estadístico *Z* propuesto por Cowan y Sergeant (2001) y, finalmente, el estadístico *HSC_t* propuesto por Jegadeesh y Karceski (2004). En el caso de los rendimientos anormales ponderados (panel B) el *p—value* referido al estadístico del contraste no paramétrico de los rangos con signo de Wilcoxon (*W*) y el estadístico *HSC_t* propuesto por Jegadeesh y Karceski (2004) están ausentes dado que sólo están especificados para carteras equiponderadas. Para el cálculo del estadístico *t* convencional en el caso de rendimientos anormales ponderados (*U*) seguimos a Eckbo y Norli (2005). Mediante las pruebas paramétricas se contrasta la hipótesis nula de que el rendimiento anormal medio en sección cruzada es cero. Mediante la prueba de Wilcoxon se contrasta si la distribución de los rendimientos de la muestra de OPVS y de los controles son iguales. Los rendimientos se muestran en porcentaje.

Una cuestión que cabe resaltar es que incluso el estadístico propuesto por Jegadeesh y Karceski (2004), de carácter marcadamente conservador, señala la existencia de rendimientos anormales significativos al menos cuando se emplea como referencia una empresa de control asignada según el tamaño.

4.2. RENTABILIDAD A LARGO PLAZO EN FECHA DE CALENDARIO

4.2.1. Metodología

Este método consiste en la construcción de una cartera compuesta cada mes natural por todas aquellas empresas que en los H meses anteriores hubieran realizado una OPVS. Fama (1998), Lyon *et al.* (1999) y Mitchell y Stafford (2000) defienden con vehemencia el empleo de esta metodología en contraposición al empleo de rendimientos compuestos, ya que con la formación de esta cartera la correlación en sección cruzada de los rendimientos individuales de las empresas del suceso es tenida en cuenta de forma automática en la varianza de la cartera en cada uno de los períodos y, además, proporciona contrastes más robustos en muestras no aleatorias.

Tal y como se realiza de forma general en la literatura, el comportamiento de la cartera de títulos de la muestra de OPVS se analiza en comparación con el modelo de tres factores desarrollado por Fama y French (1993), como así se recoge en la expresión [5].

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}, \quad [5]$$

donde R_{pt} es el rendimiento en el mes natural t de la cartera de OPVS, R_{ft} es el rendimiento en el mes t de las Letras del Tesoro, R_{mt} es el rendimiento mensual del Índice General de la Bolsa de Madrid, SMB_t es la diferencia entre los rendimientos de carteras construidas con empresas pequeñas y grandes y HML_t es la diferencia entre los rendimientos de carteras formadas por empresas con altos y bajos cocientes VC/VM, tal y como se explica en Fama y French (1993). Si el mal comportamiento de las empresas que realizan una OPVS es una manifestación de diferentes efectos tales como cambios en el riesgo de mercado, tamaño y cociente VC/VM entonces la estimación de la constante del modelo de Fama y French (1993) en las diferentes regresiones no debería ser ni económica ni estadísticamente distinta de cero si el modelo está bien especificado y recoge las diferentes fuentes de riesgo que el mercado valora. Por consiguiente, dado el modelo, la estimación de la constante (α_p) permite contrastar la hipótesis nula de que el rendimiento anormal mensual medio de la cartera formada por empresas de la muestra es cero, indicando, por tanto, la ausencia de mal comportamiento. Esto es:

$$H_0: \alpha_p = 0, \text{ versus } H_1: \alpha_p \neq 0.$$

Aunque esta metodología resuelve el problema de la dependencia en sección cruzada, puede presentar algunos problemas que deben tenerse en consideración. En este sentido es interesante destacar que si el mal comportamiento es más intenso en períodos con un elevado número de emisiones (*hot issue market*) [Loughran y Ritter (1995, 2000)], al ponderar todos los meses por igual la regresión en serie temporal del horizonte muestral completo tendrá un bajo poder para detectar un mal comportamiento en los períodos de elevado número de emi-

siones frente a la ausencia de comportamiento anómalo en los períodos con un bajo número de emisiones. Además, como consecuencia del cambio a lo largo del tiempo de la composición de la cartera puede presentarse heteroscedasticidad en el rendimiento anormal, lo cual produce un estimador ineficiente, aunque no sesgado, cuando se estima por mínimos cuadrados ordinarios. Con el objeto de considerar estos problemas, realizaremos la estimación del modelo de regresión [5] tanto mediante mínimos cuadrados ordinarios como mediante mínimos cuadrados ponderados, donde el factor de ponderación viene determinado por el número de casos en la cartera cada mes natural.

4.2.2. Resultados

La tabla 3 presenta los resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French (1993) recogido en la expresión [5]. Con el objeto de preservar espacio, tan solo se presenta la estimación de la constante, su *p-value* y el coeficiente de determinación ajustado.

TABLA 3. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas y ponderadas de OPVS estimadas mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados ponderados (MCP)

	MCO		MCP	
	Rendimientos equiponderados	Rendimientos ponderados	Rendimientos equiponderados	Rendimientos ponderados
Constante	-1,13	-0,39	-1,01	0,30
<i>p-value</i>	0,0467	0,6585	0,0429	0,6252
R ² Ajustado	42,86	33,43	64,10	45,52

La variable dependiente es el exceso de rendimiento mensual de una cartera formada con las empresas de la muestra de OPVS que hubieran realizado una oferta pública de venta en los 12 meses anteriores. La tabla presenta la estimación de la constante del modelo de tres factores de Fama y French (1993) recogido en la expresión [5] mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados ponderados (MCP) tanto para carteras equiponderadas como para carteras ponderadas por el valor de mercado. Todas las regresiones abarcan desde abril 1994 hasta diciembre de 2006 para un total de 153 observaciones, cuando fue posible. La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

De forma consistente con el anterior análisis y con la evidencia previa en nuestro mercado, los resultados obtenidos muestran que las empresas de menor tamaño que realizaron una OPVS experimentaron rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante el año posterior a la emisión.

Llegados a este punto la cuestión que surge es evidente: A la vista de los resultados obtenidos hasta el momento, ¿es posible afirmar que las empresas que realizan una OPVS presentan rendimientos anormales negativos significativos durante el año posterior a la emisión? Si la respuesta es afirmativa, entonces

estaríamos aceptando que las empresas de la muestra lograron vender títulos a un precio superior a su valor. Si la respuesta es negativa, entonces estaríamos admitiendo que el modelo generador de rendimientos esperados no está correctamente especificado. En este trabajo exploramos esta segunda posibilidad, esto es, nos planteamos si pudieran existir otra u otras características de la empresa, además del tamaño y del cociente VC/VM (que son las que han sido controladas), omitidas que impliquen una mayor o menor sensibilidad a factores de riesgo sistemático. Específicamente, y dada la evidencia encontrada en otros mercados, analizamos el papel que juega el riesgo de iliquidez en relación con el mal comportamiento de las OPVS en el año posterior a la emisión.

5. Cambios en la liquidez tras la OPV subsiguiente

Como se comentó en la sección 2, la medición de la liquidez no es una tarea sencilla. Amihud (2002) señala a este respecto que si bien la liquidez no puede observarse directamente, ésta presenta diferentes aspectos que no pueden ser capturados por una única medida. En este trabajo hemos optado por medir la liquidez a través, por un lado, de la horquilla relativa de precios y la profundidad; y, por otro lado, mediante la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002), elección ésta que viene determinada por la evidencia encontrada por Martínez *et al.* (2005) para nuestro mercado. Así, si se observa de forma simultánea una reducción (incremento) en la horquilla de precios y un aumento (disminución) en la profundidad, entonces puede afirmarse que se ha producido un incremento (reducción) inequívoco de la liquidez [Lee *et al.* (1993)]. De no producirse esta conjunción en los cambios, los resultados acerca de cambios en la liquidez no son concluyentes. Respecto de la medida propuesta por Amihud (2002), éste señala que el significado económico de su medida se basa en que un activo es poco líquido, y por tanto su medida alcanza un elevado valor, si el precio del mismo experimenta una elevada fluctuación en respuesta a un escaso volumen de negociación.

Eckbo *et al.* (2000) y Eckbo y Norli (2005), sin embargo, emplean como medidas de la liquidez el volumen negociado y la rotación de los títulos, respectivamente. Desde nuestro punto de vista, el empleo de medidas de la actividad negociadora como *proxies* de la liquidez podría ser discutible dado que existe evidencia en la literatura de una relación no significativa entre ambas [Evans y Lyons (2002)].

Con el objeto de medir el cambio a largo plazo en la liquidez como consecuencia del suceso, las variables empleadas se han estimado en el año (250 sesiones) anterior y posterior a la fecha de la emisión. Así, la horquilla relativa de la empresa i se ha calculado para cada día t (HR_{it}) del año previo y posterior a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública tal y como se recoge en la expresión [6].

$$HR_{it} = \frac{Ask_{it} - Bid_{it}}{(Ask_{it} + Bid_{it})/2} , \quad [6]$$

donde Ask_{it} es la media de los precios de venta cotizados en el primer nivel del libro de órdenes en el día t para la empresa i , y Bid_{it} es la media de los precios de compra cotizados en el primer nivel del libro de órdenes 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 período previo como posterior.

La profundidad se ha estimado para cada empresa i y día t (P_{it}) como la media del número de títulos aparcados a los mejores precios de compra más la media del número de títulos aparcados a los mejores precios de venta. A continuación obtenemos la media en serie temporal de la profundidad para cada empresa tanto en el período previo como posterior.

El ratio de iliquidez del título i en el día t ($ILIQ_{it}$) propuesto por Amihud (2002) se obtiene en función de la expresión [7].

$$ILIQ_{it} = \frac{|R_{it}|}{V_{it}} , \quad [7]$$

donde R_{it} y V_{it} son, respectivamente, la rentabilidad y el efectivo negociado del activo i en el día t^{10} . Al igual que en el caso de la horquilla relativa de precios y de la profundidad, obtenemos la media en serie temporal para cada empresa tanto en el período previo como posterior.

Una vez estimadas para cada empresa las anteriores medidas se contrasta si el cambio del período previo al posterior es significativamente distinto de cero mediante el contraste de igualdad de medias para muestras emparejadas y el contraste (no paramétrico) de los rangos con signo de Wilcoxon.

Las tablas 4 y 5 muestran los resultados para la horquilla relativa y la profundidad, respectivamente. Como se observa, en el caso de las empresas emisoras la horquilla relativa experimenta una reducción significativa en el año posterior a la emisión, lo cual sería una señal de un incremento en liquidez de las empresas emisoras. Sin embargo, dado que no obtenemos cambios significativos en la profundidad no sería posible afirmar que tras la emisión se haya producido un incremento inequívoco de la liquidez. En el caso de las empresas de control, la evidencia muestra que no se producen cambios significativos ni en la horquilla relativa ni en la profundidad.

Por lo que respecta a la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002), la tabla 6 pone de manifiesto una reducción significativa de la misma en el período posterior a la emisión, lo cual se traduce en un incremento significativo en la liquidez de las empresas que realizaron una OPVS. Obsérvese que, al igual que obtuvimos con la horquilla y la profundidad, es posible afirmar que las empresas de control no experimentan cambios significativos en su liquidez.

En resumen, los resultados obtenidos sugieren que las empresas que realizaron una OPVS experimentaron un incremento en su liquidez tras la emisión, cosa que no sucedió con las empresas de control.

¹⁰ En adelante, esta medida se expresará multiplicada por un factor de escala de 10^6 .

TABLA 4. Cambio en la horquilla relativa en el año posterior a la OPVS respecto del año previo

	Emisor	EC tamaño	EC tamaño y cociente VC/VM
Panel A: Contraste de diferencia de medias			
Pre-emisión	0,0090	0,0097	0,0094
Post-emisión	0,0055	0,0120	0,0101
<i>p</i> -value diferencia	0,0071	0,0594	0,2211
N	17	22	22
Panel B: Contraste de diferencias de medianas			
Pre-emisión	0,0069	0,0080	0,0074
Post-emisión	0,0058	0,0090	0,0084
<i>p</i> -value diferencia	0,0015	0,1627	0,3142
N	17	22	22

La tabla recoge la media y la mediana en sección cruzada de la horquilla relativa diaria media de las 250 sesiones previas y posteriores a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública, tanto para las empresas emisoras como para las empresas de control (EC) asignadas en función del tamaño y las empresas de control asignadas en función del tamaño y del cociente VC/VM.

TABLA 5. Cambio en la profundidad en el año posterior a la OPVS respecto del año previo

	Emisor	EC tamaño	EC tamaño y cociente VC/VM
Panel A: Contraste de diferencia de medias			
Pre-emisión	8.571	134.103	4.314
Post-emisión	6.517	1.215.854	7.004
<i>p</i> -value diferencia	0,1785	0,3041	0,2481
N	17	22	22
Panel B: Contraste de diferencias de medianas			
Pre-emisión	3.751	2.298	2.089
Post-emisión	4.350	2.481	2.395
<i>p</i> -value diferencia	0,4777	0,5161	0,9482
N	17	22	22

La tabla recoge la media y la mediana en sección cruzada de la profundidad diaria media de las 250 sesiones previas y posteriores a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública, tanto para las empresas emisoras como para las empresas de control (EC) asignadas en función del tamaño y las empresas de control asignadas en función del tamaño y del cociente VC/VM.

TABLA 6. Cambio en la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002) en el año posterior a la OPVS respecto del año previo

	Emisor	EC tamaño	EC tamaño y cociente VC/VM
Panel A: Contraste de diferencia de medias			
Pre-emisión	0,0701	0,0976	0,3657
Post-emisión	0,0335	0,1457	0,1440
<i>p-value</i> diferencia	0,0445	0,1188	0,1258
N	16	22	22
Panel B: Contraste de diferencias de medianas			
Pre-emisión	0,0321	0,0462	0,0590
Post-emisión	0,0164	0,0300	0,0630
<i>p-value</i> diferencia	0,0140	0,5810	0,9224
N	16	22	22

La tabla recoge la media y la mediana en sección cruzada de la medida diaria de iliquidez propuesta por Amihud (2002), que se recoge en la expresión [7], media de las 250 sesiones previas y posteriores a la fecha en la que comenzaron a negociarse las acciones emitidas en la oferta pública, tanto para las empresas emisoras como para las empresas de control (EC) asignadas en función del tamaño y las empresas de control asignadas en función del tamaño y del cociente VC/VM. La medida de iliquidez de la empresa *i* en el día *t* se calcula como el cociente del valor absoluto de la rentabilidad entre el efectivo negociado. El ratio de iliquidez se expresa multiplicado por un factor de escala de 10⁶.

6. Rentabilidad a largo plazo tras la OPV subsiguiente: incorporación del riesgo de iliquidez

La evidencia obtenida en la sección anterior sustenta nuestra hipótesis de trabajo de que un incremento de la liquidez a largo plazo tras la emisión de las empresas que realizan una OPVS implicó una reducción de la prima exigida por liquidez y, por tanto, un menor rendimiento esperado. En esta sección incorporamos al análisis de la rentabilidad a largo plazo realizado en la sección 4 la consideración explícita de un factor relacionado con el riesgo de iliquidez. Con el fin de preservar espacio, presentamos los resultados relativos al año posterior a la emisión bajo un esquema de rendimientos equiponderados, ya que es el período y la especificación para la que encontramos rendimientos anormales negativos significativos de forma consistente en los análisis realizados en la sección 4.¹¹

En concreto, estimamos de nuevo el rendimiento anormal en el año posterior a la emisión tanto para la cartera de las empresas emisoras como de control empleando para ello el modelo de Fama y French (1993) aumentado con un factor

¹¹ Los resultados obtenidos para un esquema ponderado de los rendimientos de las carteras y para horizontes de estudio de 24 y 36 meses posteriores a la emisión no modifican las conclusiones.

basado en la medida propuesta por Amihud (2002). Esta elección está motivada por los resultados del trabajo de Martínez *et al.* (2005), quienes encuentran la existencia de un premio significativo por iliquidez cuando se emplea la medida propuesta por Amihud (2002) frente a otras medidas alternativas.

La construcción de este factor se ha realizado de forma análoga a Martínez *et al.* (2005). Así, en primer lugar calculamos el ratio de iliquidez del título i en el mes t ($ILIQ_{it}$) de acuerdo con la expresión [8].

$$ILIQ_{it} = \frac{1}{Dias_{it}} \sum_{d=1}^{Dias_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}}, \quad [8]$$

donde R_{itd} y V_{itd} son, respectivamente, la rentabilidad y el efectivo negociado del activo i en el día d del mes t , y $Dias_{it}$ representa el número de días que el título i se ha negociado en el mes t . Con el objeto de obtener el factor de riesgo de iliquidez del mercado agregamos la anterior medida como aparece en [9].

$$ILIQ_t = \frac{1}{N_t} \sum_{j=1}^{N_t} ILIQ_{it}, \quad [9]$$

donde N_t es el número de activos disponibles en el mercado en el mes t .

Por tanto, el comportamiento de la cartera de títulos de la muestra de OPVS se va a analizar en comparación con el modelo de tres factores desarrollado por Fama y French (1993) más el anterior factor de liquidez tal y como se recoge en la expresión [10].

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + l_p ILIQ_t + \varepsilon_{pt}, \quad [10]$$

La tabla 7 muestra los resultados de la estimación del modelo expandido de tres factores de Fama y French (1993) recogido en la expresión [10]. La estimación del modelo se realizó tanto por mínimos cuadrados ordinarios como ponderados. Al igual que en la tabla 3, tan solo se presenta la estimación de la constante, su p -value y el coeficiente de determinación ajustado.

Los resultados que obtenemos son reveladores. Tras incluir en el modelo de estimación el factor de riesgo por liquidez, el rendimiento anormal negativo estadísticamente significativo que obteníamos de forma consistente (esto es, tanto en el análisis en fecha de suceso como en el análisis en fecha de calendario) en el año posterior a la emisión para la cartera equiponderada de empresas que realizaron una OPVS desaparece. En el caso de las carteras de empresas de control, como esperábamos, no encontramos comportamientos anormales.

Esta evidencia corrobora nuestra hipótesis inicial de que si el riesgo de iliquidez no se considera en el análisis del comportamiento anormal de los títulos, tal y como ha ocurrido en los trabajos previos a éste, la menor prima por riesgo de iliquidez exigida conduce a concluir la existencia de un mal comportamiento cuando realmente éste no se da.

TABLA 7. *Regresiones del modelo de Fama y French (1993) expandido con un factor de liquidez basado la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002) para carteras equiponderadas de empresas emisoras y empresas de control de OPVS estimadas mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados ponderados (MCP)*

	MCO	MCP
Panel A: Emisores		
Constante	-0,94	-0,68
p-value	0,3775	0,4956
R ² Ajustado	42,30	63,79
Panel B: EC tamaño		
Constante	1,28	1,79
p-value	0,3424	0,1230
R ² Ajustado	43,77	46,43
Panel C: EC tamaño y cociente VC/VM		
Constante	1,27	1,87
p-value	0,2775	0,1477
R ² Ajustado	31,01	53,97

En esta tabla se presenta información análoga a la de la tabla 3, salvo que ahora el rendimiento de la cartera de fecha de calendario ha sido estimado mediante el modelo de Fama y French (1993) expandido con un factor de liquidez basado en la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002), tal y como se recoge en la expresión [10]. Se estima el rendimiento anormal de una cartera de emisores, una cartera de empresas de control (EC) seleccionadas en la sección 4.1.1 según las características tamaño y tamaño y cociente VC/VM. La estimación de la constante del modelo [10] se realiza mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y mínimos cuadrados ponderados (MCP), donde el factor de ponderación viene determinado por el número de casos en la cartera cada mes natural. La ventana que se analiza es de 12 meses posteriores a la oferta bajo un esquema de rendimientos equiponderados. La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

7. Conclusiones

En este trabajo presentamos nueva evidencia para el mercado español relacionada con el mal comportamiento de las empresas que realizan una oferta pública de venta subsiguiente (OPVS) en el año posterior a la emisión. En concreto, analizamos la hipótesis de que un incremento de la liquidez a largo plazo tras la emisión de las empresas que realizaron una OPVS implicó una reducción de la prima exigida por liquidez y, por tanto, un menor rendimiento esperado. Si el riesgo de iliquidez no es tenido en cuenta en el análisis del comportamiento anormal de los títulos, tal y como ha ocurrido en los trabajos previos a éste, la menor prima por riesgo de iliquidez exigida da como resultado un mal comportamiento. Este trabajo completa las investigaciones en nuestro mercado en relación con la existencia de rendimientos anormales negativos a largo plazo tras la realización

de una OPVS, ya que tras descartar que estos rendimientos estuvieran motivados por la irracionalidad de los inversores [Farinós *et al.* (2007a)] o la métrica utilizada para su estimación [Farinós (2001)], quedaba todavía abierta la posibilidad de que pudieran ser explicados por una mala especificación del modelo.

En primer lugar, corroboramos que nuestra muestra de OPVS presenta rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos en el año posterior a la emisión de forma consistente con trabajos previos [Farinós (2001), Farinós *et al.* (2007a, b)] cuando empleamos metodologías análogas a éstos. Realizamos este análisis dado que nuestra muestra difiere de la de trabajos anteriores al abarcar un período muestral más amplio (marzo de 1994 a junio de 2003) y estar exenta de OPVS realizadas en el marco del proceso de privatización de las empresas públicas. De forma consiste con la evidencia existente en nuestro mercado, encontramos que nuestra muestra de OPVS presenta rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos en el año posterior a la emisión.

A continuación, analizamos si las empresas emisoras experimentaron cambios a largo plazo en su liquidez tras la oferta pública de venta. La evidencia encontrada sugiere que estas empresas incrementaron su liquidez significativamente en el año posterior a la OPVS. Por último, extendemos el análisis de la rentabilidad anormal introduciendo en el modelo de tres factores de Fama y French (1993) un factor de riesgo de iliquidez basado en la medida de iliquidez propuesta por Amihud (2002), cuya elección se basa en los resultados que para nuestro mercado obtienen Martínez *et al.* (2005). Los resultados muestran que el mal comportamiento tras la emisión desaparece. Esta evidencia supone que el mal comportamiento encontrado en trabajos previos no se debe a anomalías o ineficiencias del mercado sino a una mala especificación del modelo utilizado.

En definitiva, en este trabajo se pone de manifiesto la relevancia del problema de la especificación del modelo (bautizado por Fama como *bad model problem*) a la hora de analizar posibles anomalías o ineficiencias en los mercados financieros, lo cual conlleva a la imposibilidad de afirmar categóricamente la existencia de sobrevaloraciones o infravaloraciones por parte del mismo.

Referencias bibliográficas

- ACEDO, M. A.; RUIZ, F. J. y SANTAMARÍA, R. (2007), «Influencia de las ofertas públicas de venta subsiguientes sobre la liquidez y actividad negociadora de las acciones en circulación», en J. C. Ayala (coord.), *Conocimiento, innovación y emprendedores: camino al futuro*, Universidad de La Rioja, Servicio de Publicaciones, ISBN 84-690-3573-8.
- ACHARYA, V. y PEDERSEN, L. (2005), «Asset pricing with liquidity risk», *Journal of Financial Economics*, 77, 375-410.
- AGGARWAL, R.; LEAL, R. y HERNÁNDEZ, L. (1993), «The aftermarket performance of initial public offerings in Latin America», *Financial Management*, 22, 42-53.
- ÁLVAREZ, S. y GONZÁLEZ, V. M. (2005), «The long-run underperformance of initial public offerings: A methodological problem?», *Revista de Economía Aplicada*, 37, 51-67.

- AMIHUD, Y. (2002), «Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects», *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- AMIHUD, Y. y MENDELSON, H. (1980), «Dealership market: market making with inventory», *Journal of Financial Economics*, 8, 31-53.
- BARBER, B. M. y LYON, J. D. (1997), «Detecting long-run abnormal stock returns: the empirical power and specification of test statistics», *Journal of Financial Economics*, 43, 341-372.
- BARBERIS, N.; SHLEIFER, A. y VISHNY, R. (1998), «A model of investor sentiment», *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343.
- BRAV, A.; GECZY, C. y GOMPERS, P. A. (2000), «Is the abnormal return following equity issuances anomalous?», *Journal of Financial Economics*, 56, 209-249.
- BRENNAN, M. J. y SUBRAHMANYAM, A. (1996), «Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns», *Journal of Financial Economics*, 41, 441-464.
- BRENNAN, M. J.; CHORDIA, T. y SUBRAHMANYAM, A. (1998), «Alternative factor specifications, security characteristics, and cross-section of expected stock returns», *Journal of Financial Economics*, 49, 345-373.
- CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM, A. y ANSHUMAN, V. R. (2001), «Trading activity and expected stock returns», *Journal of Financial Economics*, 59, 3-32.
- COPELAND, T. E. y GALAI, D. (1983), «Information effects on the bid/ask spread», *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- COWAN, A. R. y SERGEANT, M. A. (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.; HIRSHLEIFER, D. y SUBRAHMANYAM, A. (1998), «Investor psychology and security market under- and overreactions», *Journal of Finance*, 53, 1839-1885.
- DEMSETZ, H. (1968), «The cost of transacting», *Quarterly Journal of Economics*, 82, 33-53.
- ECKBO, B. E. y NORLI, Ø. (2005), «Liquidity risk, leverage and long-run IPO returns», *Journal of Corporate Finance*, 11, 1-35.
- ECKBO, B. E.; MASULIS, R. W. y NORLI, Ø. (2000), «Seasoned public offerings: Resolution of the “new issues puzzle”», *Journal of Financial Economics*, 56, 251-291.
- ESPENLAUB, S.; GREGORY, A. y TONKS, I. (2000), «Re-assessing the long-term under-performance of UK Initial Public Offerings», *European Financial Management*, 6, 319-342.
- EVANS, M. D. D. y LYONS, R. K. (2002), «Time varying liquidity in foreign exchange», *Journal of Monetary Economics*, 49, 1025-1051.
- FAMA, E. F. (1998), «Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance», *Journal of Financial Economics*, 49, 283-306.
- FAMA, E. F. y FRENCH, K. R. (1993), «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- FARINÓS, J. E. (2001), «Rendimientos anormales de las OPV en España», *Investigaciones Económicas*, 25, 417-437.
- FARINÓS, J. E.; GARCÍA, C. J. y IBÁÑEZ, A. M. (2007a), «Is the long-run underperformance of seasoned equity issues irrational? Evidence from Spain», *International Review of Financial Analysis*, 16 (2), 183-199.
- (2007b), «Operating and stock market performance of state-owned enterprise privatizations: the Spanish experience», *International Review of Financial Analysis*, 16 (4), 367-389.
- GROSSMAN, S. J. y MILLER, M. H. (1988), «Liquidity and market structure», *Journal of Finance*, 43, 617-633.
- JEGADEESH, N. (2000), «Long-term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations», *Financial Management*, 29, 5-30.

- JEGADEESH, N. y KARCESKI, J. (2004), «Long-run performance evaluation: Correlation and heteroskedasticity-consistent tests», documento de trabajo.
- KANG, J. K.; KIM, Y. C. y STULZ, R. M. (1999), «The underreaction hypothesis and the new issues puzzle: Evidence from Japan», *Review of Financial Studies*, 12, 519-534.
- KORAJCZYK, R. A. y SADKA, R. (2008), «Pricing the commonality across alternative measures of liquidity», *Journal of Financial Economics*, 87, 45-72.
- KYLE, A. P. (1985), «Continuous auctions and insider trading», *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- LEE, M. C.; MUCKLOW, B. y READY, M. J. (1993), «Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis», *Review of Financial Studies*, 6, 345-374.
- LEE, P.J.; TAYLOR, S. L. y WALTER, T. S. (1996), «Australian IPO pricing in the short and long run», *Journal of Banking and Finance*, 20, 1189-1210.
- LOUGHREAN, T. y RITTER, J. R. (1995), «The new issues puzzle», *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- (2000), «Uniformly least powerful tests of market efficiency», *Journal of Financial Economics*, 55, 361-389.
- LOUGHREAN, T.; RITTER, J. R. y RYDQVIST, K. (1994), «Initial public offerings: International insights», *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 165-199.
- LYON, J. D.; BARBER, B. M. y TSAI, C. (1999), «Improved methods for tests of long-run abnormal stocks returns», *Journal of Finance*, 54, 165-201.
- MARTÍNEZ, M. A.; NIETO, B.; RUBIO, G. y TAPIA, M. (2005), «Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market», *International Review of Economics and Finance*, 14, 81-103.
- MEGGINSON, W. L. y NETTER, J. M. (2001), «From state to market: a Survey of empirical studies on privatization», *Journal of Economic Literature*, 39, 321-389.
- MIRALLES, J. L. y MIRALLES, M. M. (2006), «Valoración de activos con riesgo de liquidez en el mercado español», *Revista de Economía Financiera*, 8, 34-55.
- MITCHELL, M. L. y STAFFORD, E. (2000), «Managerial decisions and long-term stock price performance», *Journal of Business*, 73, 287-329.
- PÁSTOR, L. y STAMBAUGH, R. F. (2003), «Liquidity risk and expected stock returns», *Journal of Political Economy*, 111, 642-685.
- PASTOR, M. J. y MARTÍN, J. F. (2004), «Long-run performance of Spanish seasoned equity issues with rights», *International Review of Financial Analysis*, 13 (2), 191-215.
- PASTOR, M. J. y GÓMEZ, J. C. (2006), «Predicciones de los analistas y expectativas optimistas de los inversores en las ampliaciones de capital», *Revista de Economía Financiera*, 8, 8-33.
- RITTER, J. R. (1991), «The long-run performance of initial public offerings», *Journal of Finance*, 46, 3-27.
- SADKA, R. (2006), «Momentum and post-earnings announcement drift anomalies: The role of liquidity risk», *Journal of Financial Economics*, 80, 309-349.
- STELE, R.; EHARDT, O. y PRZYBOROWSKY, R. (2000), «Long-run stock performance of German initial public offerings and seasoned equity issues», *European Financial Management*, 6, 173-196.

Anexo

Lista de empresas que conforman la muestra de Ofertas Públicas de Venta Subsiguentes (OPVS), fecha de la emisión y valor nominal de la misma

Empresa	Fecha de la emisión	Valor nominal de la emisión
Aumar	marzo-94	78.375.000€
FCC	marzo-94	288.480.000€
Asturiana del Zinc	diciembre-94	81.179.638€
Global Steel Wire	noviembre-96	25.700.474€
Catalana Occidente	abril-97	117.278.819€
Faes	julio-97	122.623.612€
ACS	diciembre-97	337.757.455€
Vilesa	febrero-98	21.487.040€
Fastibex	abril-98	50.820.000€
Koipe	mayo-98	73.644.085€
Bodegas y Bebidas	marzo-99	54.103.329€
Obrascon Huarte Lain	octubre-99	181.000.552€
Tele Pizza	octubre-99	245.428.805€
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria	mayo-00	3.035.030.000€
Zeltia	julio-00	290.407.623€
Banco Santander	julio-00	3.795.000.000€
Logista	julio-00	347.684.463€
Tecnocom	julio-00	41.472.346€
SOS Arana	septiembre-00	58.005.000€
Bami	febrero-01	154.992.008€
Banesto	noviembre-02	551.216.595€
Red Eléctrica de España	junio-03	416.631.600€