

**¿ES IRRACIONAL EL LENTO AJUSTE DEL PRECIO TRAS LAS
OPV EN ESPAÑA? ***

José E. Farinós^{*}, C. José García y Ana M^a Ibáñez
Departament de Finances Empresariales
Universitat de València

*** Autor de contacto:**

Facultat d'Economia
Av. dels Tarongers s/n
46022 Valencia (España)
Tel.: 963828369
Fax: 963828370
Correo electrónico: jose.e.farinos@uv.es

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

¿ES IRRACIONAL EL LENTO AJUSTE DEL PRECIO TRAS LAS OPV EN ESPAÑA?

Resumen

En este trabajo investigamos si el mal comportamiento en el año posterior a las OPV realizadas por las empresas cotizadas de menor tamaño es explicado por la existencia de sesgos en la conducta de los inversores que les llevasen a corregir lentamente su sobreoptimismo previo a la OPV. Alternativamente, analizamos la existencia de barreras al arbitraje que dificultasen que inversores sofisticados ajustaran rápidamente los precios tras la emisión. La evidencia obtenida indica que los rendimientos anormales negativos significativos encontrados están relacionados con costes al arbitraje, y en concreto, con los costes de transacción.

Palabras clave: ofertas públicas de venta, rendimientos anormales negativos a largo plazo, sesgos en el comportamiento de los inversores, barreras al arbitraje.

Abstract

We investigate if the long-run underperformance in the year after the SEO conducted by small firms is related to behavioral biases that led investors to adjust their pre-issue overoptimism slowly. We also examine the existence of arbitrage costs that preclude overpricing from being corrected rapidly by sophisticated investors who act as arbitrageurs. Our findings support the contention that small SEO firms are overpriced at the time of the issue and imply that their post-underperformance is related to arbitrage costs, where transaction costs play an important role although holding costs do not.

Keywords: equity issue, long-run underperformance, behavioural biases, arbitrage costs.

JEL classification: G14; G32; D82.

¿ES IRRACIONAL EL LENTO AJUSTE DEL PRECIO TRAS LAS OPV EN ESPAÑA?

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años ha aparecido una serie de trabajos que estudian la existencia de rendimientos anormales negativos durante amplios periodos de tiempo tras nuevas emisiones de acciones realizadas tanto por empresas que con ellas entran a cotizar en el mercado bursátil (ofertas públicas iniciales –OPI), como realizadas por empresas que se negociaban en bolsa antes de la emisión (ofertas públicas subsiguientes –OPS). El comportamiento anormal a largo plazo¹ detectado en las empresas que realizan una oferta pública de acciones (OPV) ha sido documentado no sólo en el mercado norteamericano² sino en la práctica totalidad de los mercados de capitales del mundo.³ En nuestro mercado Álvarez y González (2001a,b), Farinós (2001) y Farinós *et al.* (2002) 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 las empresas de menor tamaño experimentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos, los cuales se concentran en el año posterior a la emisión. Estos estudios se enmarcan dentro de uno de los tópicos más controvertidos en la literatura financiera como es el de la existencia de rendimientos anormales que se extienden durante amplios periodos de tiempo tras 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)], recompra de acciones [Ikenberry *et al.* (1995)], emisión de deuda [Spiess y Affleck-Graves

¹ Entendemos por *comportamiento anormal a largo plazo* la existencia de rendimientos anormales a largo plazo (bien positivos bien negativos, según el caso) estadísticamente significativos. Por lo que se refiere a las OPV en concreto, en adelante nos referiremos a la existencia de rendimientos anormales negativos a largo plazo tras la emisión como *comportamiento anormal* o *mal comportamiento*, indistintamente.

² Véase Ritter (1991), Loughran (1993), Loughran y Ritter (1995), Spiess y Affleck-Graves (1995), Jegadeesh (2000) y Baker y Wurgler (2000).

³ 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).

(1999)], etc. La evidencia que presentan éstos y otros trabajos se enfrenta con la visión clásica de la incorporación rápida y completa de la información pública por parte de los mercados. Por el contrario, sus resultados muestran que los precios se ajustan lentamente ante la llegada de nueva información, lo que sugiere a los autores que los mercados no son eficientes.

La hipótesis con mayor predicamento en la literatura para la explicación del mal comportamiento a largo plazo tras las OPV está relacionada con la *hipótesis de las ventanas de oportunidad* [Ritter (1991) y Loughran y Ritter (1995)], la cual plantea la posesión por parte de los directivos de información privada que les permite saber cuándo el mercado sobrevalora los títulos de la empresa. Esta ventaja informativa sobre el mercado crea un problema de selección adversa, ya que las empresas pueden explotar los errores de valoración por parte del mercado realizando entonces sus emisiones. En este contexto, el anuncio de una OPV sería interpretado por el mercado como una señal negativa, lo cual provocaría una caída inmediata del precio de los títulos en el momento del anuncio [Myers (1984), Myers y Majluf (1984)].⁴ Sin embargo, la evidencia empírica muestra que el mercado infrarreacciona al anuncio, lo que conduce a que tras la emisión el precio se ajuste lentamente y se produzcan, en consecuencia, rendimientos anormales negativos a lo largo de un amplio periodo de tiempo.

En este trabajo investigamos si el lento ajuste de los precios de las empresas de menor tamaño que realizan una OPS está relacionado con sesgos en la conducta de los inversores que les llevan a actualizar lentamente sus juicios (esto es, a revisar a la baja su sobreoptimismo inicial), lo cual encuadraría esta explicación en la denominada como *behavioural finance*. Alternativamente, estudiamos una explicación racional que sugiere que la mala valoración inicial perdura en el tiempo como consecuencia de la existencia de barreras al arbitraje que dificultan la rápida corrección de la mala valoración tras la emisión.

La primera interpretación plantea la existencia de unos inversores sobreoptimistas que de forma ingenua extrapolan la historia reciente de las empresas emisoras hacia el futuro [Barberis *et al.* (1998)], lo cual se manifestaría en una sobre-reacción de la empresa en el mercado que desviaría el precio de los títulos de su valor fundamental. En este marco, Barberis *et al.* (1998) y Daniel *et al.* (1998) desarrollan sendos modelos en los que la mala valoración se extiende en el tiempo como resultado del sesgo de tendencia al *conservadurismo* y del

⁴ Asquith y Mullins (1986) y Masulis y Korwar (1986) estudian la reacción del mercado en el momento del anuncio, confirmando sus resultados esta predicción.

sesgo de *autocomplacencia*, respectivamente. En ambos casos, si la nueva evidencia (información publicada) corrobora el juicio del individuo entonces la confianza en las señales o indicios internos (el sobreoptimismo previo a la emisión) aumenta, mientras que si la información externa la contradice, no disminuye la confianza del individuo en sus juicios, sino que esta disconformidad se atribuye a la mala suerte o a que se trata de algo excepcional.

Una forma de aproximarnos a esta cuestión en el caso que nos ocupa es mediante el análisis de la reacción del mercado al anuncio de beneficios de las empresas emisoras. Si previamente a la emisión los inversores son excesivamente optimistas acerca de la evolución futura de los beneficios de la empresa, entonces éstos se verán negativamente sorprendidos cuando la empresa no cumpla las expectativas depositadas en ella, generándose rendimientos anormales negativos y significativos en el momento del anuncio, por lo que la mala valoración inicial se corregirá lentamente a medida que la información pública confirme que el comportamiento económico de la empresa revierte. Esta interpretación es consistente con la evidencia aportada por Cornett *et al.* (1998), Jegadeesh (2000) y Denis y Sarin (2001), quienes encuentran una reacción negativa por parte del mercado alrededor del anuncio trimestral de beneficios en el periodo posterior a la emisión.

La premisa básica de la que partimos en este análisis es que el anuncio de beneficios es un hecho que transmite una cantidad significativa de información que es empleada por los inversores para ajustar sus expectativas futuras respecto del comportamiento de las empresas emisoras. Comenzando con Ball y Brown (1968), diversos trabajos realizados en el mercado estadounidense muestran efectos significativos de los anuncios de beneficios sobre los precios.⁵ En cualquier caso, y de forma análoga a Denis y Sarin (2001), nuestra premisa inicial de unos anuncios de beneficios informativos no exige que la información relativa a la cuantía de los beneficios sea transmitida exclusivamente en el periodo del anuncio, ni que la reacción del mercado sea completa durante el periodo del anuncio.⁶ Por el contrario,

⁵ Chopra *et al.* (1992), La Porta (1996) y La Porta *et al.* (1997) estudian los efectos derivados del anuncio de beneficios y encuentran evidencia consistente con unos anuncios de beneficios que aportan información que es empleada por los inversores para ajustar sus expectativas. La evidencia en nuestro mercado, por el contrario, no es concluyente. Así, Regojo (1993) encuentra que no se produce ningún tipo de reacción significativa en el mercado como consecuencia de la información intermedia al estudiar una muestra de 87 empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid en el periodo 1985–1989. Por otra parte, Arcas (1994) investiga la reacción al anuncio de beneficios anuales del precio de las acciones de una muestra de 19 bancos cotizados en la Bolsa Madrid en el periodo 1986–1989. Sus resultados no muestran una reacción significativamente distinta de cero, pero sí aparecen rentabilidades anormales positivas significativas cuando se anuncia un beneficio mayor que la media del sector, mientras que si se publica un aumento en el beneficio menor que la media del sector, se obtienen rentabilidades anormales negativas y significativas.

⁶ En este sentido, Arcas (1994) encuentra un cierto retraso en la reacción de los precios al anuncio de

únicamente requerimos que el anuncio formal de beneficios tenga un contenido informativo incremental (esto es, que transmita información no esperada) y que, en consecuencia, refleje una actualización al menos parcial de las estimaciones del mercado respecto de la evolución futura de los beneficios.

La evidencia aportada por los trabajos realizados en el mercado estadounidense que han examinado la reacción del mercado al anuncio trimestral de beneficios tras la realización de una OPS no puede calificarse de definitiva pues ofrecen resultados contrapuestos. Así, Cornett *et al.* (1998), Rangan (1998), Jegadeesh (2000) y Denis y Sarin (2001) encuentran una reacción negativa de los precios en los anuncios de beneficios realizados con posterioridad a una OPS, mientras que Shivakumar (2000) y Brous *et al.* (2001) no hallan rendimientos anormales significativamente distintos de cero alrededor del mismo suceso. No obstante, Cornett *et al.* (1998) y Rangan (1998) emplean muestras pequeñas de OPS, y Jegadeesh (2000) y Shivakumar (2000), aunque hacen uso de muestras amplias de OPS, no centran la atención principal de sus trabajos en el análisis de la reacción del mercado alrededor del anuncio de beneficios tras la emisión, por lo que no profundizan en su estudio. Únicamente Brous *et al.* (2001) y Denis y Sarin (2001) investigan extensamente este suceso mediante muestras amplias (1475 OPS entre los años 1977–1990 y 1213 OPS entre 1982 y 1990, respectivamente). El hecho de que Denis y Sarin (2001) encuentren rendimientos anormales significativos en una ventana de tres días centrada en el día del anuncio trimestral de beneficios en los cinco años posteriores a una OPS y que éstos sean especialmente intensos entre las empresas emisoras más pequeñas conduce a Brous *et al.* (2001) a atribuir estos resultados a problemas metodológicos. Sin embargo, Denis y Sarin (2001) rechazan esta explicación de sus resultados y argumentan que éstos son consistentes con la hipótesis del sobreoptimismo de los inversores previamente a la emisión y con la existencia de costes que impiden que aparentes ineficiencias del mercado puedan ser eliminadas por *inversores sofisticados* a través del arbitraje. Si se considera conjuntamente que este tipo de costes son más importantes para las empresas pequeñas que para las grandes y que en las empresas pequeñas tienden a proliferar los inversores individuales, que son, en principio, más proclives a padecer de algún tipo de sesgo cognitivo frente a los inversores institucionales, entonces concluyen que sus resultados son consistentes con la hipótesis antes mencionada de un exceso de optimismo por parte de los inversores que acuden a una OPS.

beneficios, ya que la información no se refleja en éstos hasta una semana después del anuncio. En el mercado

Por otra parte, la evidencia del lento ajuste en el precio tras la OPS de empresas de menor tamaño también puede conciliarse con una explicación racional alternativa. El punto de partida de esta explicación es la asunción de que la existencia de mala valoración proporciona una oportunidad de beneficio a *inversores sofisticados* que actúan como arbitrajistas. Esta explicación plantea la existencia de determinados obstáculos, como barreras a los inversores institucionales o amplias horquillas que suponen mayores costes de negociación [Hensler (1998) y Loughran y Ritter (2000)], que impidiesen o dificultasen que inversores sofisticados corrigieran rápidamente la sobrevaloración de las empresas emisoras. En la visión clásica del arbitraje sin costes, para un título sobrevalorado el arbitraje supone su venta sin coste y la compra sin coste de un título (cartera) correctamente valorado que esté perfectamente correlacionado con el valor fundamental del activo sobrevalorado. El arbitrajista mantiene esta posición sin costes hasta que los precios reflejen el valor fundamental, careciendo de riesgo la estrategia de arbitraje. En la práctica, sin embargo, este arbitraje no es posible como consecuencia de los costes de arbitraje, los cuales afectan de forma directa a la capacidad de los inversores sofisticados para reducir la mala valoración. Es posible distinguir dos tipos de costes de arbitraje a saber: los costes de transacción, en los que se incurre cuando las posiciones se abren y se cierran; y los costes de mantenimiento, en los que se incurre cada periodo en el que la posición de arbitraje es mantenida.⁷ En este sentido, los resultados de Pontiff y Schill (2002) apuntan a que los rendimientos anormales a largo plazo que aparecen tras las OPS están directamente relacionados con la existencia de costes de arbitraje, y en concreto con costes de mantenimiento, lo cual explicaría que la mala valoración pudiera persistir en el tiempo.

Con el objeto de hacer comparable nuestro estudio con los anteriores trabajos realizados en nuestro mercado, analizamos como paso previo el comportamiento a largo plazo de las empresas de la muestra. De forma consistente, únicamente las empresas de menor tamaño que realizan una OPS presentan rendimientos anormales negativos significativos en el año posterior a la emisión. Además, nuestros resultados respecto del comportamiento a largo plazo previo a la OPV están de acuerdo con la evidencia internacional [Loughran y Ritter (1997), Cornett *et al.* (1998), Mitchell y Stafford (2000)], pues obtenemos que el mismo grupo de empresas emisoras que presentan un mal comportamiento tras la oferta

americano, Bernard y Thomas (1989) realizan una revisión de evidencia que sugiere que el mercado reacciona sólo parcialmente ante grandes cambios en los beneficios.

⁷ Hasta cierto punto el arbitrajista debe valorar el *trade-off* entre los costes de transacción y los de mantenimiento. De este modo, el arbitrajista podría, por ejemplo, elegir economizar por el lado de los costes de

experimentan rendimientos anormales positivos estadística y económicamente significativos en el año anterior a la emisión, lo cual es consistente con la hipótesis de las ventanas de oportunidad.

Los resultados que obtenemos tras analizar las dos explicaciones propuestas para el mal comportamiento de las OPS realizadas por las empresas de menor tamaño en el año posterior al suceso revelan que el lento ajuste del precio tras las OPS realizadas por las empresas de menor tamaño no parecen estar relacionados con sesgos en el comportamiento de los inversores, sino con la existencia de mayores costes de arbitraje (en concreto, de costes de transacción) que provocaron el que la corrección de la mala valoración previa se extendiera en el tiempo.

El resto del trabajo se organiza como sigue. La sección 2 describe la muestra y la metodología empleada en los distintos análisis. En la sección 3 estudiamos el comportamiento anormal a largo plazo tanto previo como posterior a la emisión. Las secciones 4 y 5 recogen los resultados de los análisis de la explicación de los rendimientos anormales a largo plazo relacionada con el comportamiento de los inversores y con la existencia de barreras al arbitraje, respectivamente. La sección 6 presenta las principales conclusiones del trabajo.

2. MUESTRA Y METODOLOGÍA

A. SELECCIÓN Y CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Para la realización de este trabajo contamos con todas las OPV 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.⁸ El número total de OPV que conforman la muestra es de 68, de las que 39 son OPI y 29 OPS, realizadas éstas últimas por 25 empresas. La tabla 1 muestra la distribución temporal de las OPV y el valor total de 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 precio medio de la OPV, o en

transacción soportando mayores costes de mantenimiento.

⁸ Uno de los problemas metodológicos más serios que afectan a los estudios a largo plazo es el del solapamiento de los periodos de estimación tras el suceso, ya que la ausencia de independencia produce contrastes estadísticos mal especificados tal y como demuestran Lyon *et al.* (1999). Aunque existen metodologías que permiten tratar este problema cuando el solapamiento de los periodos de cálculo se da entre empresas distintas, estos autores sostienen que la única solución para eliminar esta fuente de sesgo si el solapamiento se produce para una misma empresa es purgar la muestra de estas observaciones.

ausencia de este dato, por el precio minorista. De la tabla 1 se desprende (i) 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 (ii) que mientras la cantidad de emisiones subsiguientes se ha mantenido aproximadamente estable en el tiempo, resulta llamativo el considerable incremento experimentado por las OPI a partir de 1997, alcanzando su máximo número en 1999 con un total de once salidas a bolsa.

Tabla 1

Distribución anual de las ofertas públicas iniciales y subsiguientes de la muestra ampliada

	OPI		OPS		Total OPV	
	Núm.	Valor ^(*)	Núm.	Valor ^(*)	Núm.	Valor ^(*)
1993	—	—	1	657.60	1	657.60
1994	2	306.50	4	1,264.21	6	1,571.01
1995	1	60.74	2	1,075.54	3	1,136.28
1996	4	321.90	3	972.52	7	1,294.42
1997	8	1,360.61	5	4,630.24	13	5,990.86
1998	9	654.32	4	3,539.78	13	4,194.10
1999	11	4,585.01	4	4,980.53	15	9,565.53
2000	4	4,096.06	6	6,018.87	10	10,114.94
Total	39	11,385.14	29	23,139.37	68	34,524.86

(*) En millones de euros de 1993.

Brav y Gompers (1997), Fama (1998) y Brav *et al.* (2000) aducen que la mala evolución detectada de las OPV se debe a que éste es un comportamiento típico de las empresas pequeñas y con un cociente valor contable/valor de mercado (en adelante, cociente VC/VM) bajo, grupo en el que, según las muestras con las que trabajan estos autores, se concentran este tipo de operaciones. A partir de esta consideración analizamos la distribución de las empresas de la muestra de acuerdo con las características tamaño y cociente VC/VM. Para ello, empleamos las características tamaño y cociente VC/VM^{9,10} para asignar en junio de cada año todas las empresas del SIBE a nueve carteras siguiendo un proceso análogo a la construcción de las carteras de Fama y French (1993).¹¹ De esta forma cada empresa de la muestra queda asignada a un grupo.

⁹ En el cálculo del cociente VC/VM en diciembre de cada año hemos excluido aquellas empresas cuyos fondos propios tenían valor negativo.

¹⁰ Los datos necesarios se han obtenido de Sociedad de Bolsa, S.A., la página *web* de la Bolsa de Madrid, los diarios *Expansión* y *Cinco Días*, la base de datos SABI, la página *web* de la Comisión 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.

¹¹ Para más detalles, véase Fama y French (1993: pp. 8–9).

Las tablas 3 y 4 presentan la distribución de la muestra en función de las características tamaño y cociente VC/VM. A diferencia del mercado norteamericano, no existe un predominio de empresas pequeñas con bajos cocientes VC/VM, sino, por el contrario, se observa tanto en el caso de las OPI como de las OPS que el subgrupo más numeroso es el de las empresas grandes con un cociente VC/VM bajo. Una diferencia apreciable entre las muestras de OPI y OPS se encuentra en el hecho de que mientras en la muestra de OPS predominan las empresas grandes (casi el 60% de las emisiones), en el caso de las OPI no sobresale ninguno de los subgrupos por tamaños.

Tabla 3

Distribución de la muestra de OPI por tamaño y cociente VC/VM y peso (en tanto por cien) que cada grupo tamaño-cociente VC/VM de la muestra tiene respecto del total de OPI.

		Tamaño			Total
		Pequeñas	Medianas	Grandes	
Panel A: Distribución					
Cociente VC/VM	Bajo	4	8	12	24
	Medio	2	6	0	8
	Alto	4	1	2	7
	Total	10	15	14	39
Panel B: Peso (%)					
Cociente VC/VM	Bajo	10.26	20.51	30.77	61.54
	Medio	5.13	15.38	—	20.51
	Alto	10.26	2.56	5.13	17.95
	Total	25.64	38.46	35.90	100.00

Tabla 4

Distribución de la muestra de OPS por tamaño y cociente VC/VM y peso (en tanto por cien) que cada grupo tamaño-cociente VC/VM de la muestra tiene respecto del total de OPS.

		Tamaño			Total
		Pequeñas	Medianas	Grandes	
Panel A: Distribución					
Cociente VC/VM	Bajo	0	1	11	12
	Medio	2	4	6	12
	Alto	3	2	0	5
	Total	5	7	17	29
Panel B: Peso (%)					
Cociente VC/VM	Bajo	—	3.45	37.93	41.38
	Medio	6.90	13.79	20.69	41.38
	Alto	10.34	6.90	—	17.24
	Total	17.24	24.14	58.62	100.00

La distribución sectorial de las muestras se presenta en la tabla 5. La definición de los diferentes sectores de actividad y la asignación de cada caso se ha realizado de acuerdo con la clasificación que presenta Sociedad de Bolsas, S.A. en sus informes mensuales.¹² La distribución sectorial de las OPV es importante por dos motivos: por un lado, porque la concentración de ofertas en un mismo sector puede conducir al problema de ausencia de independencia en sección cruzada en la estimación de los rendimientos en el largo plazo [Mitchell y Stafford (2000)] como consecuencia de las dependencias intra-sectoriales;¹³ y por otro lado, porque el comportamiento de las OPV puede ser un síntoma de la evolución del sector [Hansen y Sarin (1998)]. Como se desprende de la tabla 5, existe una cierta concentración de las OPI en tres sectores (alimentación, comercio y servicios), los cuales aglutinan el 51% de los casos. Por lo que respecta a las OPS, también se observa una cierta concentración en los sectores de alimentación y bancos.

Tabla 5

Distribución de la muestra de ofertas públicas iniciales y subsiguientes por sectores de actividad.

Sector	OPI	OPS
Petróleos	–	3
Electricidad y gas	1	2
Metálicas básicas	1	1
Químicas	1	1
Transformados productos metálicos	–	1
Alimentación, bebidas y tabaco	7	5
Industria manufacturera	1	2
Papel y madera	3	1
Construcción	1	3
Comercio	7	–
Aparcamientos y autopistas	–	1
Comunicaciones	1	2
Bancos	–	4
Seguros	–	1
Inmobiliarias	1	–
Holding/cartera	1	–
Servicios	6	1
Transportes	1	–
Nuevas tecnologías	2	1
Medios de comunicación	4	–
Ingeniería	1	–

¹² Sociedad de Bolsas, S.A. distingue 28 sectores de actividad. Tan sólo presentamos los sectores para los que existe algún caso.

¹³ Farinós *et al.* (2002) muestran evidencia de este tipo de dependencia en el mercado español.

B. COMPORTAMIENTO ANORMAL A LARGO PLAZO

Aunque el objetivo de este trabajo no es el de analizar en profundidad el comportamiento a largo plazo de las OPV, estimamos el rendimiento anormal a largo plazo tanto en el año previo (sólo para las OPS) como en el año posterior a la emisión a efectos de hacer este trabajo comparable con estudios previos. Para la estimación del comportamiento anormal a largo plazo empleamos el procedimiento de las carteras de fecha de calendario, el cual es preferido por Fama (1998) y Mitchell y Stafford (2000) frente a los métodos de la composición de los rendimientos (BHAR) y el de los rendimientos acumulados (CAR), fundamentalmente, porque permite corregir de forma satisfactoria el problema de la dependencia en sección cruzada.^{14,15}

El método de las carteras de fecha de calendario consiste en la construcción de una cartera compuesta cada mes natural por todas aquellas empresas que en los 12 meses anteriores (previos) hubieran protagonizado un determinado suceso (una OPV en nuestro caso). Con la formación de esta cartera, la correlación en sección cruzada de los rendimientos individuales de las empresas del suceso es tomada en cuenta de forma automática en la varianza de la cartera en cada uno de los periodos. El comportamiento de la cartera de títulos afectados por el suceso se analiza en comparación con un modelo de valoración o con algún otro tipo de referencia, contrastándose si el rendimiento anormal medio periodal (mensual) de la cartera en la ventana de estudio es significativamente distinto de cero. Dos son las variantes del método de las carteras de fecha de calendario en la literatura. Por una lado, la regresión en serie temporal del exceso de rendimientos de una cartera compuesta por las empresas protagonistas del suceso del modelo de tres factores de Fama y French (1993), como muestra la expresión [1].

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}, \quad [1]$$

donde R_{pt} es el rendimiento en el mes natural t de la cartera de OPI (OPS), 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 (IGBM), SMB_t es la diferencia entre los rendimientos de

¹⁴ No obstante, todos ellos comparten los problemas derivados de la mala especificación del modelo, problemas que se acentúan a medida que el horizonte de estimación de los rendimientos esperados se amplía.

¹⁵ Farinós *et al.* (2002) analizan mediante distintas metodologías el comportamiento de una muestra de OPS realizadas en nuestro mercado en el periodo 1993–1999 en un horizonte de 12, 24 y 36 meses tras la emisión, encontrando que el procedimiento de las carteras de fecha de calendario, a diferencia de los métodos de los rendimientos compuestos y acumulados, se muestra poco sensible al problema de la magnificación de los

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.¹⁶ Si el comportamiento del rendimiento de las empresas que emiten títulos es una mera manifestación de diferentes efectos tales como diferencias en riesgo de mercado, tamaño y cociente VC/VM, entonces la estimación de la constante del modelo de Fama y French (1993) no debería ser ni económica ni estadísticamente distinta de cero. 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 comportamiento anormal.¹⁷ Este método puede presentar como inconvenientes potenciales (i) la heteroscedasticidad inducida por el cambio a lo largo del tiempo de la composición de la cartera; (ii) el bajo poder de este método frente a la hipótesis alternativa de mal comportamiento en los periodos con una elevada actividad emisora, ya que al ponderar todos los meses por igual, los meses con una elevada actividad son tratados de igual forma que los meses con una baja actividad;¹⁸ y (iii) el bajo poder que puede exhibir si los factores están contaminados con aquellas empresas de las cuales se desea analizar su comportamiento.

Por otro lado, la segunda variante realiza la estimación del rendimiento anormal mensual promedio (\overline{MAR}) de la serie de rendimientos anormales mensuales de la cartera de OPI (OPS) respecto de alguna referencia o control.¹⁹ Las referencias seleccionadas para la estimación del rendimiento anormal son las habituales en la literatura: el IGBM, como índice de mercado; una adecuada cartera de control asignada en función de las características tamaño y cociente VC/VM;²⁰ una cartera equiponderada representativa del sector de actividad;²¹ y una empresa de control asignada, también, en función del tamaño y del cociente VC/VM.²² La selección de las referencias permite resolver el tercero de los problemas que plantea el método de la regresión del modelo de Fama y French (1993). Los otros dos, también pueden solventarse a través del siguiente refinamiento de la inferencia mediante el estadístico t

rendimientos anormales [Fama (1998)].

¹⁶ La construcción de los factores SMB y HML se explica detalladamente en Fama y French (1992,1993).

¹⁷ Esta medida tiene un papel análogo a la del *alfa de Jensen* en el contexto del CAPM [véase Jensen (1968)].

¹⁸ Véase Loughran y Ritter (1995, 2000).

¹⁹ Véase Lyon *et al.* (1999) para una descripción detallada de su cálculo.

²⁰ Para ello, calculamos el rendimiento ponderado de las nueve carteras en que dividimos el mercado, tal y como se han definido en el apartado anterior.

²¹ Para evitar el problema de la contaminación de las carteras discutido en Loughran y Ritter (2000), la cartera formada en función del tamaño y del cociente VC/VM y la cartera representativa del sector han sido purgadas de empresas que hubieran realizado una OPV en una ventana de un año alrededor del suceso [Brav y Gompers (1997), Loughran y Ritter (2000), Brav *et al.* (2000)].

convencional. Fama (1998), siguiendo a Jaffe (1974) y Mandelker (1974), propone dividir en cada mes natural el rendimiento anormal medio mensual (MAR_t) entre una estimación de su desviación típica. Con la estandarización se logra un doble propósito. Por un lado, al estandarizar los rendimientos anormales se corrige la posible existencia de heteroscedasticidad. Por otro lado, la estandarización da un mayor peso a los periodos con un elevado volumen emisor frente a los periodos con un bajo volumen emisor [Fama (1998), Mitchell y Stafford (2000)]. Finalmente, el estadístico t convencional se calcula a partir de la serie temporal de rendimientos anormales medios mensuales estandarizados.

C. REACCIÓN DEL MERCADO AL ANUNCIO DE BENEFICIOS

Un problema común en los estudios de sucesos es la correcta definición de la ventana de análisis. En nuestro caso tomamos como fecha del anuncio de beneficios (fecha que denominamos como t_0) la más pronta de entre las dos siguientes: la fecha en la que aparece como *hecho relevante* en la CNMV o la fecha en la que aparece en la prensa escrita.²³ A partir de la definición de la fecha del suceso, estudiamos la reacción del mercado al anuncio trimestral de beneficios en dos ventanas centradas de tres días (t_0-1, t_0+1) y cinco días (t_0-2, t_0+2), respectivamente. Además, empleamos una ventana de seis días (t_0-1, t_0+4) siguiendo a Shivakumar (2000) y Arcas (1994), quienes aducen, como hemos comentado, que una parte importante de la respuesta del precio se produce en los días posteriores al anuncio de beneficios. Por otra parte, seguimos a Brous *et al.* (2001) en la utilización de una ventana más amplia de once días (t_0-9, t_0+1). Estos autores argumentan que un aspecto a tener en cuenta cuando se pretende extraer conclusiones de los resultados obtenidos para una ventana pequeña (de tres días, por ejemplo) es la reducción del poder de los contrastes que se deriva de la posibilidad de la diseminación o filtración de información previa, siendo esta práctica especialmente utilizada cuando la empresa va a presentar unos malos resultados (esto es, los conocidos como *profit warnings*).

La reacción del mercado en los cuatro anuncios trimestrales de beneficios anteriores y siguientes a la OPS se investiga a través del rendimiento diario anormal medio generado en la ventana analizada. El rendimiento anormal y su significación estadística se han estimado

²² Para su selección seguimos a Baber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999).

²³ La información referida a la comunicación a la CNMV se ha obtenido mediante la consulta de la página *web* de la propia CNMV. Por lo que se refiere a la fecha en la que aparece el anuncio de beneficios en prensa, se ha consultado la base de datos BARATZ.

mediante la introducción de variables artificiales en el modelo de Fama y French (1993) tal y como se recoge en la expresión [2].

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + b_{i1} D_1 + b_{i2} D_2 + b_{i3} D_3 + b_{i4} D_4 + \varepsilon_{it}, \quad [2]$$

donde la variable D_j es una variable artificial que toma el valor uno en los días pertenecientes a la ventana analizada y cero en el resto de días; y el subíndice $j = -4...+4$, haciendo referencia al orden del anuncio trimestral [así, $j = -1$ denota el primer anuncio trimestral anterior a la OPS, etc.], y el resto de variables se definen de forma análoga a la expresión [1]. Cuando analizamos el comportamiento del mercado alrededor de los anuncios trimestrales de beneficios en el periodo previo (posterior) a la emisión, el modelo de regresión [2] es estimado en serie temporal desde el día anterior a la fecha en la que (primer día en el que) los títulos emitidos comienzan a negociarse hasta 15 días antes (después) de la fecha del cuarto anuncio trimestral de beneficios previo (posterior) a la OPS. Si no se dispone del dato correspondiente al cuarto anuncio trimestral de beneficios, entonces el modelo de regresión [2] se estima en los 250 días anteriores a la OPS en el caso del periodo previo, y los 250 días a partir de la emisión en el caso del periodo posterior.

Como consecuencia de la distribución temporal de la muestra de OPS, gran parte de las series de rendimientos se hallan solapadas, lo que origina que el término de error del modelo de regresión [2] pudiera estar correlacionado entre los diferentes casos que conforman la muestra, sesgando al alza el estadístico t de la estimación individual. Con el objeto de salvar este inconveniente empleamos el método de Regresiones Aparentemente no Relacionadas (SUR). De esta forma, en lugar de proceder con la estimación individual del modelo [2] para cada uno de los casos de la muestra de OPS, estimamos conjuntamente el sistema de ecuaciones adecuado en cada caso por mínimos cuadrados generalizados.

D. BARRERAS AL AJUSTE RÁPIDO DEL PRECIO TRAS LA OPV

En este análisis seguimos a Pontiff y Schill (2002). Aunque la primera intención de estos autores es la de analizar la sobrevaloración de las empresas que realizan una OPS en relación con la existencia de costes arbitraje que impiden su corrección, argumentan que dado que no disponen de una medida directa de la mala valoración y deben inferir ésta del comportamiento bursátil posterior a la realización de la OPS, su contraste de la mala valoración tiene que ver con el contraste del signo de la covarianza entre el rendimiento

anormal estimado y los costes de arbitraje.²⁴ Si las empresas que realizan una OPS se hallan sobrevaloradas entonces se espera que generen un rendimiento anormal negativo. En este caso, Pontiff y Schill (2002) demuestran que el contraste de si un título se halla sobrevalorado es equivalente al contraste de si el signo de la covarianza entre el rendimiento anormal estimado y los costes de arbitraje es negativo.²⁵ Por tanto, la hipótesis a contrastar es:

$$H_0: Cov(\text{rendimiento anormal negativo}, \text{costes de arbitraje}) = 0$$

versus

$$H_1: Cov(\text{rendimiento anormal negativo}, \text{costes de arbitraje}) < 0.$$

Para implementar este análisis, regresamos en sección cruzada el rendimiento anormal de la muestra de OPS en los doce meses posteriores a la emisión respecto de una serie de variables que nos aproximen tanto los costes de transacción como de mantenimiento. La significación del coeficiente correspondiente en el modelo de regresión estimado nos permitirá contrastar la hipótesis anterior. Como *variable dependiente* en el modelo de regresión empleamos el rendimiento anormal medio producido en los doce meses siguientes al mes en el que se realiza la OPS, el cual ha sido estimado tomando como referencia el IGBM (MAR_{IGBM}) y una cartera asignada según tamaño y cociente VC/VM ($MAR_{C3 \times 3}$).

Para la selección de las *variables independientes* seguimos a Pontiff y Schill (2002). Por lo que se refiere a los *costes de transacción*, estos autores se ven obligados a emplear tres *proxies* como consecuencia de la imposibilidad de disponer de la horquilla de precios (*bid-ask spread*) para todo el periodo muestral, variable ésta que se configura como la medida más directa y fiable de los costes de transacción. A diferencia de estos autores, nosotros disponemos de la horquilla de precios para todas las empresas que componen la muestra en el periodo estudiado.²⁶ En concreto, calculamos la horquilla relativa de la empresa i perteneciente a la muestra en cada uno de los días que componen los doce meses siguientes al mes en el que tuvo lugar la OPS (HR_{it}). A continuación, obtenemos la media diaria en serie temporal de la horquilla relativa calculada sobre el año posterior a la emisión y realizamos un cambio de escala mensualizándola al multiplicarla por 21 (HR_i). Con el objeto de aportar evidencia acerca del efecto tamaño en el comportamiento posterior a la OPS, además de la

²⁴ La imposibilidad de disponer de una medida directa de la mala valoración se debe, según Pontiff y Schill (2002), a que dado que el *verdadero* modelo de valoración es desconocido por el investigador, es imposible distinguir entre mala valoración y mala especificación del modelo.

²⁵ Para más detalles, véase Pontiff y Schill (2002: p. 9 y ss.)

²⁶ Estos datos han sido obtenidos de Sociedad de Bolsas, S.A.

horquilla empleamos una medida del tamaño de la empresa, para lo cual calculamos el logaritmo natural del cociente del valor de mercado de la empresa entre la capitalización de la empresa media del SIBE al final del mes de la oferta [Pontiff y Schill (2002)].

Respecto de los *costes de mantenimiento*, el primer aspecto que abordan Pontiff y Schill (2002) es el del riesgo que soporta el arbitrajista al mantener la posición de arbitraje como consecuencia de la dificultad de realizar una apropiada cobertura de las empresas emisoras. Estos autores aproximan el riesgo soportado por el arbitrajista a través del riesgo sistemático (que se espera sea el riesgo menos costoso de cubrir por el arbitrajista) y del riesgo propio (que es difícil de cubrir) de las empresas que han realizado una emisión. Estimamos ambas medidas para cada empresa de la muestra regresando el modelo de mercado expresado en excesos de rendimientos en los doce meses anteriores al mes de la oferta, empleando el IGBM como índice.²⁷ De esta regresión obtenemos el coeficiente beta, que es una estimación del riesgo sistemático del título, y la desviación típica del error del modelo, que es, a su vez, una estimación del riesgo propio.²⁸

Otra variable relacionada con los costes de mantenimiento es el dividendo pagado por los títulos, ya que cada vez que el dividendo es abonado la posición de arbitraje es parcialmente liquidada. Pontiff y Schill (2002) argumentan que dado que el arbitrajista espera incurrir en costes de mantenimiento mayores en posiciones que espera mantener por más tiempo, *ceteris paribus*, el arbitrajista verá menos costoso el arbitraje en títulos que abonan elevados dividendos frente a títulos que abonan bajos dividendos. El dividendo abonado es calculado como el cociente de la suma de los dividendos pagados en los doce meses anteriores al mes de la OPS entre el precio del título al final del mes precedente al de la oferta.

Por último, se incluye el tipo de interés, el cual se entiende como un coste de oportunidad que soporta el arbitrajista cada periodo que mantiene la posición de arbitraje. En este sentido, empleamos el tipo de interés mensual medio de las Letras de Tesoro en los doce meses siguientes al mes en el que se realizó la OPS.

Aunque de forma general el signo esperado en la relación entre el rendimiento anormal negativo de las OPS y los costes de arbitraje es el negativo, debemos atender al signo específico que implica cada *proxy* empleada de los costes de transacción y mantenimiento. De

²⁷ Excluimos dos casos por no disponer de al menos 10 meses para realizar la estimación.

²⁸ Realizamos también la estimación en un periodo de 36 meses anteriores al mes de la OPS. Las conclusiones de esta sección no se ven alteradas por el horizonte de estimación.

este modo, y por lo que se refiere a los costes de transacción, se espera una relación inversa entre la horquilla de precios y los rendimientos anormales negativos (esto es, rendimientos anormales más negativos asociados con empresas con horquillas más amplias). Por el contrario, y dada la relación inversa entre horquilla y tamaño, se espera una covarianza positiva entre los rendimientos anormales negativos y el tamaño de la empresa. En relación con los costes de mantenimiento, se espera una covarianza negativa de los rendimientos anormales negativos con las medidas del riesgo y con la medida de los intereses (mayor riesgo y mayor coste de oportunidad de la posición de arbitraje supone una mayor dificultad para eliminar la mala valoración). Sin embargo, se espera una covarianza positiva entre los rendimientos anormales negativos y los dividendos (empresas con mayor abono de dividendos resultan susceptibles de un mejor arbitraje y por tanto de menores rendimientos anormales negativos). En resumen,

**Signo esperado en la relación entre el
comportamiento anormal a largo plazo y los
costes de arbitraje**

Coste de Transacción	
HR	(-)
Tamaño	(+)
Coste de Mantenimiento	
Riesgo Sistemático	(-)
Riesgo Propio	(-)
Dividendo	(+)
Interés	(-)

3. RESULTADOS

A. COMPORTAMIENTO ANORMAL EN EL AÑO PREVIO Y POSTERIOR A LA OPV

En esta sección estudiamos si las empresas de la muestra que realizan una OPI u OPS presentan rendimientos anormales estadísticamente significativos en el año previo y posterior al mes de la emisión, empleando para ello la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993) recogido en la expresión [1] y del rendimiento anormal mensual medio respecto de las referencias seleccionadas, respectivamente.²⁹ En ambos casos

²⁹ Con el objeto de analizar si los resultados obtenidos con el método de la regresión del modelo de Fama y French (1993) se hallan afectados por los problemas potenciales señalados en la sección 2.B, reestimamos, por un lado, todas las regresiones de las tablas 6 y 8 tras purgar los factores SMB y HML de empresas emisoras y analizamos el cambio en la constante mediante un contraste de diferencia de medias con varianzas desiguales. En ningún caso el cambio de la constante tras purgar los factores es estadísticamente significativo. Por otro lado, estudiamos si existe un comportamiento distinto entre los periodos de elevado volumen emisor y los periodos de bajo volumen emisor, introduciendo dos variables ficticias en el modelo [1] de forma similar a Mitchell y Stafford (2000). Tampoco aquí las conclusiones se ven alteradas.

se analiza el comportamiento de dos carteras compuestas por las muestras completas de OPI y OPS, una ponderando igual los rendimientos (EP) y otra ponderándolos por el valor de mercado de la empresa en junio del año anterior (PV). Siguiendo la evidencia obtenida por Farinós (2001) y Farinós *et al.* (2002), descomponemos las muestras por tamaños y se analizan sendas carteras equiponderadas de empresas pequeñas y medianas (peq+med), la primera, y de empresas grandes, la segunda.

Las tablas 6 y 7 muestran el comportamiento a largo plazo de la muestra de OPS en el año previo a la emisión tanto con el método de la regresión del modelo de Fama y French (1993) como con el método del rendimiento anormal mensual promedio, respectivamente.^{30,31} De forma consistente con la evidencia internacional [Loughran y Ritter (1997), Mitchell y Stafford (2000)] encontramos que las empresas que realizan una OPS presentan, por término medio, un rendimiento anormal medio mensual positivo económica y estadísticamente significativo en el año anterior al mes de la oferta. Cuando el rendimiento de la cartera se calcula ponderado por el valor de mercado, la magnitud del comportamiento anormal positivo se reduce, dejando incluso de ser estadísticamente significativo (tabla 7). La división de la muestra completa en dos carteras equiponderadas por tamaños pone de manifiesto que el comportamiento anormal se concentra, efectivamente, en el conjunto de empresas pequeñas y medianas, no siendo los rendimientos anormales positivos detectados en la cartera de empresas emisoras grandes estadísticamente significativos (tabla 6). No obstante, la tabla 7 pone de manifiesto que el comportamiento anormalmente positivo de las empresas de menor tamaño de la muestra únicamente es significativo cuando se emplea una referencia que controla por las características tamaño y cociente VC/VM, bien se trate de una cartera bien de una empresa.

³⁰ Todas las regresiones abarcan desde marzo de 1992 hasta agosto de 2000 para un total de 102 observaciones, cuando fue posible. Los parámetros del modelo han sido estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios. Los estadísticos *t* han sido calculados de acuerdo con White. Por brevedad, tan sólo se muestra la constante y el coeficiente de determinación ajustado, los cuales se hallan expresados en porcentaje.

³¹ En el análisis del comportamiento previo a la emisión la muestra de OPS se reduce en un caso, el cual pertenece al grupo de empresas pequeñas con un cociente VC/VM alto, por no disponer de datos.

Tabla 6

Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras por tamaño de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el año previo a la oferta.

	EP	PV	Peq+Med	Grandes
Constante (%)	1.86 ^a	1.81 ^a	2.73 ^b	0.88
Estadístico <i>t</i>	3.30	2.98	2.62	1.62
R ² Ajustado (%)	46.45	50.10	31.58	57.84

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

Tabla 7

Rendimiento anormal mensual medio (en %) de una cartera equiponderada, ponderada y por tamaños de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el año previo a la oferta.

	EP	PV	Peq+Med	Grandes
IGBM	1.55 ^a	1.66 ^a	1.84	0.03
Cartera tamaño y cociente VC/VM	1.50 ^a	1.41 ^b	2.09 ^b	-0.22
Sector	0.81 ^c	0.86	1.41	0.16
Empresa de control	1.25 ^b	0.78	2.65 ^a	-1.60

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Las tablas 8 y 9 recogen la estimación del rendimiento anormal en el año posterior a la oferta para las muestras de OPI y OPS con el método de la regresión del modelo de Fama y French (1993) y con el método del rendimiento anormal mensual promedio, respectivamente.³² De forma consistente con la evidencia previa en nuestro mercado [Álvarez y González (2001b) y Farinós (2001) para las OPI y OPS, y Farinós *et al.* (2002) para las OPS] no encontramos, con carácter general, evidencia de que las empresas que realizan una OPI experimenten un mal comportamiento en el año posterior a la emisión. Consistente también con la evidencia previa, las empresas que llevan a cabo una OPS presentan rendimientos anormales negativos estadísticamente significativos cuando los rendimientos de la cartera muestral se calculan equiponderados. La descomposición de la muestra según el tamaño pone de manifiesto que este comportamiento anormal se centra en las empresas pequeñas y medianas.

³² Todas las regresiones abarcan desde abril de 1993 hasta diciembre de 2001 para un total de 105 observaciones, cuando fue posible. Los parámetros del modelo han sido estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios. Los estadísticos *t* han sido calculados de acuerdo con White. Por brevedad, tan sólo se muestra la constante y el coeficiente de determinación ajustado, los cuales se hallan expresados en porcentaje.

Tabla 8

Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras por tamaño de Ofertas Públicas Iniciales (OPI) y Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el primer año tras la oferta.

	EP	PV	Peq+Med	Grandes
Panel A: OPI				
Constante (%)	-0.14	0.00	-0.49	-0.41
Estadístico <i>t</i>	-0.21	0.00	-0.58	-0.38
R ² Ajustado (%)	50.16	36.41	47.86	46.06
Panel B: OPS				
Constante (%)	-0.85 ^c	0.28	-2.55 ^a	0.10
Estadístico <i>t</i>	-1.84	0.56	-3.82	0.16
R ² Ajustado (%)	56.54	53.87	47.80	49.22

^{a, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99% y 90%, respectivamente.

Tabla 9

Rendimiento anormal mensual medio (en %) de una cartera equiponderada, ponderada y por tamaños de Ofertas Públicas Iniciales (OPI) y Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el primer año tras la oferta.

	OPI	OPS	OPI	OPS
Panel A: Muestra completa				
	Equiponderada		Ponderada	
IGBM	-0.20	-0.91 ^c	0.15	0.23
Cartera tamaño y cociente VC/VM	0.07	-1.01	0.45	0.03
Sector	-0.02	-1.16	0.35	0.13
Empresa de control	-0.88	-0.70	-0.20	0.08
Panel B: Por tamaños				
	Peq+Med		Grandes	
IGBM	-0.93	-2.66 ^a	-0.03 ^c	0.31
Cartera tamaño y cociente VC/VM	-0.66	-2.59 ^a	-0.06 ^c	0.04
Sector	-1.57	-1.86 ^b	-0.45	0.49
Empresa de control	-0.56	-2.65 ^a	0.65	-0.27

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

El comportamiento previo detectado para la submuestra de empresas pequeñas y medianas que realizan una OPS es coherente con la hipótesis de las ventanas de oportunidad, en el sentido de que estas empresas realizan sus emisiones cuando detectan que el mercado las sobrevalora. El lento ajuste del precio posterior podría ser consecuencia, como hemos comentado, bien de unos inversores que actualizan lentamente sus expectativas sobreoptimistas, bien de la existencia de barreras que dificultan la actuación del arbitraje. No obstante, y antes de pasar a investigar estas cuestiones, es necesario descartar dos posibles causas que explicarían los resultados alcanzados. Una de ellas estaría relacionada con la evidencia general de los problemas para la correcta valoración de las empresas de menor tamaño. Alternativamente, otra posible explicación coherente con la existencia de un periodo con rendimientos anormalmente elevados seguido por otro con rendimientos anormalmente

bajos vendría dada por la existencia de un efecto *sobre-reacción* en el mercado que fuera independiente del suceso.³³

Para examinar la primera de las cuestiones, estudiamos el comportamiento en los doce meses previos y posteriores al mes de la OPS de las empresas de control empleadas. Si el comportamiento anormal significativo detectado en las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas es una manifestación del problema de la mala especificación del modelo empleado, entonces esperamos obtener unos resultados análogos cuando analizamos las empresas de control, empresas que son similares a las de la muestra de OPS en todas las características importantes (tamaño y cociente VC/VM) excepto que no han realizado una emisión. En caso contrario, las empresas de control no deberían experimentar rendimientos anormales significativos.

Los resultados para una cartera (equiponderada y ponderada) formada por la muestra de empresas de control completa y dos carteras formadas según el tamaño se presentan en la tabla 10. Como puede observarse, ninguna de las carteras construidas con las empresas de control experimentan un mal comportamiento en los periodos analizados, por lo que parece razonable admitir que el comportamiento anormal detectado para las OPS no es fruto del método de estimación.

Tabla 10

Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas y ponderadas de las empresas de control de las Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el año previo y posterior a la emisión.

	EP	PV	Peq+Med	Grandes
Panel A: Año previo a la emisión				
Constante (%)	0.41	0.30	-0.59	0.61
Estadístico <i>t</i>	1.04	0.62	-0.87	1.48
R ² Ajustado (%)	66.91	66.72	53.26	76.78
Panel B: Año posterior a la emisión				
Constante (%)	0.35	-0.53	0.03	0.71
Estadístico <i>t</i>	0.72	-0.81	0.04	1.24
R ² Ajustado (%)	54.55	41.02	35.99	54.34

Como hemos mencionado, una posible explicación alternativa a la existencia de asimetrías informativas entre los emisores y los inversores en las OPS coherente con los anteriores resultados vendría dada por la existencia de un *efecto sobre-reacción* en el mercado

³³ Obsérvese que el rendimiento anormal del -31% en el año posterior a la OPS realizadas por el grupo de empresas pequeñas y medianas (anualización del rendimiento anormal medio mensual que aparece en el panel B de la tabla 8) coincide, prácticamente, con el rendimiento anormal del +32% del mismo grupo en el año previo

que fuera independiente del suceso [De Bondt y Thaler (1985)]. Con el fin de descartar esta posibilidad, realizamos un análisis análogo al que llevan a cabo Loughran y Ritter (1995). En concreto, el 30 de diciembre de cada año en el periodo 1993-2001 calculamos el rendimiento compuesto (*BHR*) de una estrategia consistente en comprar el título en enero y mantenerlo durante el resto del año para cada empresa cotizada en el SIBE (excluidos los emisores extranjeros).³⁴ A continuación, ajustamos dicha rentabilidad sustrayendo del rendimiento del título en dicho periodo el rendimiento del IGBM para ese mismo intervalo, obteniendo el *BHAR* correspondiente. Las empresas cuyo rendimiento compuesto superó al del índice de mercado en un 50%, que son denominadas por Loughran y Ritter (1995) como *ganadoras extremas*, se dividen en emisoras y no emisoras. Una empresa se considera emisora si realiza una OPS en el intervalo de 18 meses que comienza el 1 de enero del año natural en el que superó al índice de mercado y termina el 30 de junio del año natural siguiente. En la tabla 11 se muestra la mediana del rendimiento anormal compuesto (*BHAR*) para empresas emisoras y no emisoras en el año en el que se clasifican como *ganadora extrema* y la mediana de su rendimiento anormal compuesto en el año natural subsiguiente.

Tabla 11

Comportamiento a largo plazo de las empresas ganadoras extremas en el periodo 1993 a 2000 clasificadas según si realizaron o no una OPS.

	No Emisores	Emisores
Ganadoras extremas	81.98%	82.72%
Ganadoras extremas año siguiente	-3.53%	-12.70%
Número de casos	93	7

Como se desprende de la tabla 11, tanto las empresas emisoras como las no emisoras presentan un rendimiento anormal positivo similar (en torno al 82%). No obstante, y aunque en ambos casos el rendimiento anormal del año siguiente presenta un signo negativo, la magnitud de éste es, aproximadamente, cuatro veces mayor para las empresas emisoras. Estos resultados son consistentes con los de Forner y Marhuenda (2001, 2002), quienes no encuentran evidencia de la existencia del fenómeno *sobre-reacción* en el mercado español en un horizonte de tres años.³⁵ De mayor trascendencia aún, y de forma similar a los obtenidos por Loughran y Ritter (1995), los resultados indican que los rendimientos futuros de los

(anualización del rendimiento anormal medio mensual de la tabla 6).

³⁴ Se han excluido del análisis aquellas empresas que no hubieran cotizado durante la totalidad del año natural.

³⁵ No obstante, Forner y Marhuenda (2002) no pueden rechazar la existencia de un efecto sobre-reacción para horizontes temporales de cinco años.

títulos están condicionados no por los habidos en el pasado sino por el hecho de que la empresa haya realizado o no una OPS.

B. REACCIÓN DEL MERCADO AL ANUNCIO DE BENEFICIOS

Bajo el supuesto de que el anuncio trimestral de beneficios difunde información valiosa que permite al mercado actualizar sus expectativas futuras respecto del comportamiento de la empresa, la hipótesis que plantea la existencia de unos inversores sobreoptimistas respecto del comportamiento futuro de las empresas que realizan una OPV implica que éstos se mostrarán defraudados con los anuncios de beneficios tras la emisión a medida que comprueben que no se cumplen sus expectativas previas, produciéndose una reacción negativa del mercado en el momento del anuncio. En consecuencia, y de acuerdo con los resultados previamente alcanzados en este trabajo (esto es, existencia de rendimientos anormales negativos y significativos en los doce meses posteriores a las OPS realizadas por el grupo de empresas pequeñas y medianas, los cuales vienen precedidos de rendimientos anormales positivos y significativos en los doce meses previos), esperamos encontrar únicamente para las OPS realizadas por este grupo de empresas una reacción negativa en los anuncios trimestrales de beneficios en los doce meses posteriores a la emisión, mientras que en el periodo previo a la OPS sería coherente la obtención de una reacción positiva.

Tabla 12

Rendimiento diario anormal medio en una ventana de tres días (t_0-1, t_0+1) alrededor del anuncio trimestral de beneficios (t_0).

Anuncio trimestral relativo a la OPS	N	Toda la muestra	N	Peq+Med	N	Grandes
-4	21	0.00 (0.03)	6	0.28 (0.77)	15	-0.06 (-0.31)
-3	21	0.07 (0.44)	7	-0.22 (-0.61)	14	0.12 (0.64)
-2	26	0.14 (0.95)	9	0.06 (0.21)	17	0.12 (0.67)
-1	26	-0.07 (-0.46)	10	-0.22 (-0.84)	16	0.09 (0.52)
+1	28	0.14 (0.80)	11	0.06 (0.18)	17	0.16 (0.80)
+2	27	0.16 (0.89)	11	0.30 (0.89)	16	0.11 (0.58)
+3	26	0.18 (1.05)	9	0.29 (0.80)	17	0.13 (0.65)
+4	27	0.35 ^c (1.96)	10	-0.13 (-0.36)	17	0.54 ^a (2.75)

^{a, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99% y 90%, respectivamente.

La tabla 12 recoge el rendimiento diario anormal medio en la ventana de tres días (t_0-1, t_0+1) alrededor de los cuatro anuncios trimestrales de beneficios previos y posteriores a la OPS, apareciendo entre paréntesis el estadístico t . En líneas generales son dos los aspectos más destacables de los resultados obtenidos. Por un lado, los rendimientos anormales medios estadísticamente significativos encontrados se sitúan en el periodo posterior a la OPS y, por otro lado, todos ellos presentan signo positivo, indicando, por tanto, que el mercado se muestra *gratamente* sorprendido por los resultados anunciados por las empresas. Así, el único rendimiento anormal medio significativo es positivo y aparece en el cuarto trimestre tras la emisión. Al dividir la muestra por tamaños se comprueba que esta reacción positiva es atribuible a la reacción del mercado ante el anuncio de beneficios de las empresas grandes. Las OPS realizadas por empresas pequeñas y medianas no muestra ninguna reacción anormal media significativa en los ocho anuncios trimestrales analizados.

Tabla 13

Rendimiento anormal medio en una ventana de cinco días (t_0-2, t_0+2) alrededor del anuncio trimestral de beneficios (t_0).

Anuncio trimestral relativo a la OPV	N	Toda la muestra	N	Peq+Med	N	Grandes
-4	21	0.15 (1.12)	6	0.28 (0.98)	15	0.09 (0.66)
-3	21	0.03 (0.22)	7	-0.08 (-0.28)	14	0.04 (0.26)
-2	26	0.07 (0.62)	9	-0.03 (-0.13)	17	0.05 (0.39)
-1	26	0.07 (0.55)	10	-0.27 (-1.30)	16	0.19 (1.39)
+1	28	0.00 (-0.01)	11	-0.21 (-0.81)	17	0.07 (0.43)
+2	27	0.14 (1.01)	11	0.24 (0.93)	16	0.12 (0.78)
+3	26	0.05 (0.33)	9	-0.01 (-0.04)	17	0.07 (0.44)
+4	27	0.19 (1.40)	10	-0.09 (-0.35)	17	0.35 ^b (2.32)

^b Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 95%.

En la tabla 13 se presenta el rendimiento anormal medio cuando ampliamos la ventana de estudio a cinco días alrededor de la fecha del anuncio trimestral de beneficios (t_0-2, t_0+2). Respecto de los resultados obtenidos en una ventana de tres días, el grupo de empresas pequeñas y medianas que han realizado una OPS continúa no mostrando comportamiento anormal alguno alrededor de los anuncios trimestrales de beneficios analizados, tanto previos como posteriores a la emisión. En el caso del grupo de empresas grandes, el rendimiento anormal medio positivo detectado en el cuarto anuncio trimestral tras la OPS sigue siendo estadísticamente significativo, aunque ahora tanto la magnitud de rendimiento anormal medio como el nivel de confianza para el que es significativo son inferiores.

Los resultados procedentes del análisis de estas dos ventanas centradas alrededor del anuncio trimestral de beneficios se revelan como opuestos a los que esperábamos obtener para las empresas pequeñas y medianas que realizan una OPS de acuerdo con la hipótesis inicial que planteaba la existencia de unos inversores sobreoptimistas que observan decepcionados cómo la empresa no es capaz de cumplir las expectativas generadas en el periodo previo a la emisión. La ausencia de una reacción significativa nos conduce a pensar, por tanto, que los

beneficios anunciados cumplen con las expectativas que de ellos se tenía. No obstante, podrían alegarse dos posibles causas alternativas que justificaran los resultados alcanzados. Por un lado, podría sostenerse que el anuncio trimestral de beneficios es un suceso que no aporta información relevante al mercado o que ésta ya estaba previamente incorporada en los precios [Regojo (1993)]. Si esto es cierto y, por consiguiente, de forma general este tipo de suceso no aporta información, entonces no esperamos obtener ningún tipo de reacción significativa del mercado ante el anuncio trimestral de beneficios de las empresas que componen la muestra de OPI.³⁶ Sin embargo, encontramos repetidamente una reacción positiva y significativa del mercado en el tercer y cuarto anuncio trimestral tras la OPI realizadas por el grupo de empresas pequeñas y medianas. Por consiguiente, la evidencia no apoya la anterior interpretación.

Por otro lado, podría imputarse la contradicción entre los resultados obtenidos y los esperados a una inapropiada definición de la ventana de análisis, de tal forma que ésta no recogiera adecuadamente bien la llegada de información al mercado bien la reacción de éste. Con el objeto de explorar esta posibilidad volvemos a estimar el rendimiento diario anormal medio en torno al anuncio de beneficios pero ahora en dos ventanas no centradas de seis días (t_0-1 , t_0+4) y de once días (t_0-9 , t_0+1). Como hemos comentado anteriormente, con la definición de la ventana de seis días tratamos de recoger la posibilidad de un retraso en la reacción del mercado al anuncio de beneficios, mientras que con la ventana de once días investigamos la posibilidad de que las empresas filtren en los días previos al anuncio el carácter del anuncio de beneficios, comportamiento éste habitualmente empleado cuando la empresa va a presentar unos resultados peores de lo esperado por el mercado.

La tabla 14 recoge la reacción del mercado alrededor del anuncio de beneficios en la ventana de seis días (t_0-1 , t_0+4). Los resultados indican que la muestra de OPS continúa sin presentar ningún tipo de reacción anormal previamente a la oferta. Con posterioridad a ésta, también obtenemos para las empresas grandes un rendimiento anormal medio positivo y significativo en el cuarto anuncio trimestral, aunque de una cuantía menor. La diferencia más substancial aparece en el grupo de empresas pequeñas y medianas para las que obtenemos un rendimiento diario anormal medio estadísticamente significativo (nivel de confianza del 90%) en el segundo anuncio trimestral de beneficios tras la OPS. No obstante, el signo positivo que presenta no está de acuerdo con la hipótesis de partida. Por otra parte, la tabla 15, que muestra

³⁶ Por brevedad no presentamos los resultados. No obstante, están disponibles mediante solicitud a los autores.

los resultados del análisis para la ventana de once días (t_0-9 , t_0+1), no presenta ninguna reacción significativa por parte del mercado en la ventana de estudio.

Tabla 14

Rendimiento anormal medio en una ventana de seis días (t_0-1 , t_0+4) alrededor del anuncio trimestral de beneficios (t_0).

Anuncio trimestral relativo a la OPV	N	Toda la muestra	N	Peq+Med	N	Grandes
-4	21	0.02 (0.18)	6	0.19 (0.72)	15	-0.02 (-0.12)
-3	21	-0.07 (-0.59)	7	-0.27 (-1.06)	14	0.00 (-0.03)
-2	26	0.04 (0.36)	9	0.03 (0.13)	17	0.01 (0.07)
-1	26	-0.09 (-0.86)	10	-0.29 (-1.53)	16	0.04 (0.33)
+1	28	0.00 (-0.02)	11	-0.25 (-1.06)	17	0.06 ^a (0.41)
+2	27	0.17 (1.31)	11	0.39 ^c (1.65)	16	0.08 (0.55)
+3	26	0.04 (0.32)	9	-0.02 (-0.07)	17	0.06 (0.44)
+4	27	0.21 (1.62)	10	-0.05 (-0.21)	17	0.29 ^b (2.09)

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Tabla 15

Rendimiento anormal medio en una ventana de once días (t_0-9 , t_0+1) alrededor del anuncio trimestral de beneficios (t_0).

Anuncio trimestral relativo a la OPV	N	Toda la muestra	N	Peq+Med	N	Grandes
-4	21	0.12 (1.31)	6	0.22 (1.14)	15	0.06 (0.58)
-3	21	0.05 (0.54)	7	-0.13 (-0.69)	14	0.09 (0.90)
-2	26	0.09 (1.12)	9	-0.02 (-0.14)	17	0.14 (1.47)
-1	26	0.02 (0.20)	10	-0.12 (-0.81)	16	0.08 (0.84)
+1	28	0.10 (0.99)	11	0.03 (0.17)	17	0.09 (0.80)
+2	27	0.13 (1.36)	11	0.19 (1.06)	16	0.14 (1.27)
+3	26	0.15 (1.61)	9	0.13 (0.70)	17	0.10 (0.91)
+4	27	0.10 (1.06)	10	0.09 (0.48)	17	0.11 (1.04)

La evidencia obtenida no apoya la hipótesis de unos inversores que ajustan lentamente su sobreoptimismo previo a la emisión respecto de las perspectivas futuras de las OPS realizadas por las empresas de menor tamaño, revisión progresiva que es la causa de la aparición de rendimientos anormales negativos a largo plazo. Por el contrario, los resultados muestran a unos inversores que no parecen *sorprendidos* por la evolución operativa de estas empresas cuando realizan el anuncio formal de sus cuentas. Esta ausencia de sorpresa podría interpretarse bien como que el anuncio no transmite información incremental al mercado, de tal forma que la buena o mala noticia hubiera sido ya anticipada en la fecha del suceso, bien como que los resultados están de acuerdo con las expectativas que se tenían.

En nuestra opinión, los resultados obtenidos para los diferentes subgrupos de OPI y OPS están relacionados tanto con el tamaño de la empresa como con la historia en bolsa de ésta. De este modo, es razonable admitir que el flujo de información alrededor de las empresas grandes es mayor que para las empresas de menor tamaño. De igual modo, también es razonable asumir que cuanto mayor es el tiempo que una empresa lleva negociándose en el mercado, mayor es el conocimiento que éste último tiene de la misma. A partir de estas dos premisas, es coherente el encontrar una reacción significativa por parte del mercado tan sólo

para aquellas empresas de menor tamaño con un corta (inexistente) historia bursátil. Los rendimientos anormales estadísticamente significativos que insistentemente se han detectado en el grupo de empresas pequeñas y medianas que realizan una OPI en las distintas ventanas analizadas encajarían con esta argumentación. El signo positivo de la reacción del mercado implica que las empresas se han comportado mejor de lo que el mercado esperaba de ellas en el momento de la emisión, siendo la información transmitida en el anuncio de beneficios una *agradable* sorpresa para los inversores.

C. EXISTENCIA DE BARRERAS AL AJUSTE RÁPIDO EN LOS PRECIOS TRAS LA OPV

La tabla 16 muestra algunos estadísticos de las variables seleccionadas en la sección 2.D para la realización de este análisis, tanto por lo que se refiere al rendimiento anormal a largo plazo tras la OPS (panel A), como las variables utilizadas para aproximar tanto los costes de transacción (panel B) y los costes de mantenimiento (panel C).

Tabla 16

Algunos estadísticos en sección cruzada del rendimiento anormal tras la OPS y las variables que aproximan los costes de transacción y de mantenimiento.

	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Max.	Min.
Panel A: Rendimiento Anormal Medio Mensual						
MAR _{IGBM}	29	-1.02%	-0.86%	2.38%	3.17%	-5.73%
MAR _{C3x3}	29	-1.05%	-0.96%	2.44%	3.68%	-7.74%
Panel B: Coste de Transacción						
HR	29	0.1303	0.1250	0.1011	0.4461	0.0255
Tamaño	29	-0.2868	-0.5903	2.0824	2.8410	-3.7643
Panel C: Coste de Mantenimiento						
Riesgo sistemático	27	0.8198	0.9560	1.1073	3.5349	-3.1572
Riesgo propio	27	0.1176	0.0745	0.1781	0.9599	0.0199
Dividendo	29	0.2112	0.1623	0.3051	1.5777	0.0000
Interés	29	0.45%	0.38%	0.16%	0.86%	0.23%

La tabla 17 recoge los coeficientes de correlación individuales entre las variables. Como era de esperar, la estimación del rendimiento anormal realizada tomando como referencia el IGBM y una cartera asignada en función del tamaño y del cociente VC/VM presentan una correlación elevada, con un coeficiente del 0.88. Por lo que respecta a la relación entre el rendimiento anormal y los costes de transacción, los signos obtenidos

concuerdan con los esperados, ya que el peor comportamiento anormal está asociado con empresas de menor tamaño y mayores horquillas, dada la relación inversa entre estas dos variables. Nótese, en cualquier caso, los elevados valores que presentan los coeficientes de correlación entre las medidas del rendimiento anormal y los *proxies* de los costes de transacción.

Tabla 17

Coefficientes de correlación individual entre las medidas de rendimiento anormal y de los costes de transacción y mantenimiento.

	MAR_{IGBM}	MAR_{C3x3}	HR	Tamaño	Riesgo sistemático	Riesgo propio	Dividendo
MAR_{C3x3}	0.88						
HR	-0.63	-0.66					
Tamaño	0.58	0.58	-0.64				
Riesgo sistemático	0.28	0.40	-0.34	0.35			
Riesgo propio	-0.21	-0.30	0.35	-0.45	-0.59		
Dividendo	0.00	0.04	-0.09	0.19	-0.13	-0.03	
Interés	0.04	-0.09	0.16	0.26	0.12	-0.14	-0.13

Aunque los anteriores resultados son análogos a los obtenidos por Potiff y Schill (2002), no ocurre de igual forma con la relación entre comportamiento anormal y costes de mantenimiento. Así, estos autores encuentran una relación inversa entre el riesgo sistemático y el riesgo propio con el comportamiento anormal, de tal forma que un mayor riesgo sistemático y un mayor riesgo propio están asociados con un peor comportamiento anormal. Sin embargo, la relación inversa entre riesgo sistemático y riesgo propio que recoge la tabla 17 y el signo de la correlación de estas variables con el rendimiento anormal sugieren que las empresas que peor comportamiento presentan están asociadas con un mayor riesgo propio y un menor riesgo sistemático. De forma consistente, existe una relación directa (inversa) entre riesgo sistemático (riesgo propio) y el tamaño de la empresa. Estos resultados implican que las empresas con peor comportamiento anormal están sujetas a mayores horquillas y soportan un mayor riesgo propio, que es más difícil de cubrir, es decir, a mayores costes de transacción y de mantenimiento.

Por lo que se refiere a las otras dos variables relacionadas con los costes de mantenimiento, los resultados pueden calificarse de poco determinantes. Por un lado, aunque el signo positivo esperado entre el abono de dividendos y comportamiento anormal es el

encontrado, la magnitud del coeficiente de correlación es nulo o prácticamente nulo, según la referencia empleada en el cálculo del rendimiento anormal. Por otro lado, esperábamos una relación inversa entre la variable que recoge el tipo de interés y el comportamiento anormal, pero el signo encontrado depende de la referencia utilizada en la estimación del comportamiento anormal.

Las tablas 18 y 19 recogen la estimación en sección cruzada de la relación entre el rendimiento anormal estimado tomando como referencia bien el IGBM (tabla 18) bien una cartera asignada en función del tamaño y cociente VC/VM (tabla 19) con las variables seleccionadas como *proxies* de los costes de transacción y de mantenimiento. En ambas tablas se presentan diferentes especificaciones del modelo de regresión en sección cruzada, todas ellas estimadas mediante mínimos cuadrados ordinarios. Los estadísticos *t*, que aparecen entre paréntesis, han sido calculados de acuerdo con White.

Obsérvese que, en términos generales, la especificación del rendimiento anormal no afecta a los resultados obtenidos, ya que son coincidentes en ambas tablas los coeficientes encontrados estadísticamente significativos. Sin embargo, sí que se aprecia una mejora del R^2 ajustado cuando los diferentes modelos de regresión son estimados controlando por tamaño y cociente VC/VM. En cualquier caso, dos son las conclusiones más destacables que pueden ser extraídas de los resultados que se muestran en las tablas 18 y 19. En primer lugar, nuestros resultados apoyan la noción de que los costes de transacción son un impedimento para el arbitraje, ya que encontramos que el comportamiento anormal está relacionado con las variables que aproximan este tipo de costes. No ocurre lo mismo con los costes de mantenimiento, pues no hallamos ninguna relación estadísticamente significativa entre el rendimiento anormal tras la OPS y las variables que tratan de aproximarlos. Estos resultados son opuestos a los que obtienen Pontiff y Schill (2002) para una muestra de 5302 OPS realizadas entre los años 1970 y 1995 en el mercado estadounidense. Estos autores encuentran que el comportamiento anormal tras la emisión está relacionado de forma estadísticamente significativa con los tipos de interés, el riesgo propio y el abono de dividendos (todas ellas medidas referidas a los costes de mantenimiento), no hallando evidencia, de forma contraria a los indicios mostrados por trabajos previos [Stoll y Whaley (1983)], de que los costes de transacción estén relacionados con los rendimientos anormales.

La segunda conclusión que puede extraerse es que la relación que habitualmente se establece entre el tamaño de la empresa emisora y el comportamiento anormal tras la emisión,

relación que también se encuentra en la literatura [Brav y Gompers (1997), Brav *et al.* (2000), Mitchell y Stafford (2000)], se trata, al menos para la muestra y periodo analizado, de un efecto producido por los costes de transacción, y más exactamente por la horquilla de precios tal y como se desprende las especificaciones (3) y (6) de las tablas 18 y 19. Esto es, los costes de transacción dominan al tamaño a la hora de explicar el comportamiento anormal a largo plazo de las OPS.

Tabla 18

Estimación de la relación en sección cruzada entre el rendimiento anormal tras la OPS, calculado tomando como referencia el IGBM, y los costes de arbitraje

	Variable dependiente: Rendimiento anormal medio mensual estimado tomando como referencia el IGBM (MAR_{IGBM})												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Constante	0.01 ^b (2.14)	-0.01 ^b (-2.38)	0.00 (0.73)	-0.01 (-0.30)	-0.01 (-1.33)	0.00 (0.29)	0.00 (0.19)	0.00 (0.14)	0.01 ^b (2.12)	0.01 (1.44)	0.01 (0.87)	0.00 (0.08)	-0.01 (-0.89)
HR	-0.15 ^a (-5.34)		-0.11 ^b (-2.55)			-0.11 ^c (-2.00)	-0.15 ^a (-3.71)		-0.15 ^a (-3.83)	-0.14 ^a (-4.09)	-0.14 ^a (-3.98)	-0.15 ^a (-5.46)	
Tamaño		0.01 ^a (4.17)	0.00 (1.38)			0.00 (0.97)		0.01 ^b (2.58)					
Riesgo sistemático				0.00 (0.87)	0.01 (0.91)	0.00 (0.31)	0.00 (0.35)	0.00 (0.50)		0.00 (0.36)	0.00 (0.51)		
Riesgo propio				-0.01 (-0.35)	-0.01 (-0.30)	0.02 (0.49)	0.01 (0.36)	0.01 (0.41)	0.00 (0.13)		0.01 (0.37)		
Dividendo				0.00 (-0.21)		-0.01 (-0.92)	0.00 (-0.38)	-0.01 (-1.53)	-0.01 (-0.60)	-0.01 (-0.54)			
Interés				-1.10 (-0.30)		-0.03 (-0.01)	1.29 (0.49)	-2.54 (-0.87)				2.06 (0.99)	0.54 (0.17)
R ² Ajustado (%)	37.87	30.62	40.63	-8.09	0.23	27.79	26.99	18.39	31.93	32.22	31.86	37.57	-3.56

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Tabla 19

Estimación de la relación en sección cruzada entre el rendimiento anormal tras la OPS, calculado tomando como referencia una cartera asignada en función del tamaño y cociente VC/VM, y los costes de arbitraje.

Variable dependiente: Rendimiento anormal medio mensual estimado tomando como referencia una cartera asignada en función del tamaño y del cociente VC/VM (MAR_{C3x3})													
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Constante	0.01 ^c (2.04)	-0.01 ^b (-2.38)	0.01 (0.90)	0.00 (0.01)	-0.01 ^c (-1.73)	0.01 (0.85)	0.01 (0.68)	0.01 (0.53)	0.01 ^c (2.05)	0.01 (0.82)	0.00 (0.58)	0.01 (1.08)	0.00 (-0.37)
HR	-0.16 ^a (-5.05)		-0.12 ^a (-3.43)			-0.09 ^b (-2.48)	-0.14 ^a (-4.03)		-0.15 ^a (-4.14)	-0.14 ^a (-4.79)	-0.14 ^a (-4.61)	-0.16 ^a (-5.15)	
Tamaño		0.01 ^a (3.92)	0.00 (1.24)			0.00 (1.10)		0.01 ^c (2.06)					
Riesgo sistemático				0.01 (1.49)	0.01 (1.41)	0.00 (0.94)	0.00 (1.04)	0.01 (1.13)		0.00 (1.51)	0.00 (1.08)		
Riesgo propio				-0.02 (-0.65)	-0.01 (-0.53)	0.01 (0.37)	0.00 (0.13)	0.02 (0.47)	-0.01 (-0.87)		0.00 (0.20)		
Dividendo				0.00 (0.05)		0.00 (-0.88)	0.00 (-0.12)	-0.01 (-1.28)	0.00 (-0.35)	0.00 (-0.08)			
Interés				-3.02 (-1.04)		-2.32 (-1.12)	-0.81 (-0.41)	-5.47 (-1.44)				0.21 (0.13)	-1.36 (-0.52)
R ² Ajustado (%)	41.57	30.60	43.42	6.15	9.56	34.89	32.97	20.75	35.35	38.44	38.50	39.34	-2.84

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo aportamos nueva evidencia acerca del mal comportamiento bursátil que experimentan las empresas que realizan una OPV durante el año posterior a la emisión. De forma análoga a trabajos previos en nuestro mercado, el análisis de una muestra de 68 empresas que realizaron una OPV en el periodo 1993–2000 indica que de éstas, únicamente las empresas de menor tamaño que realizaron una OPS presentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos en los doce meses posteriores al suceso, lo cual pone de manifiesto que estas empresas se encontraban sobrevaloradas en el momento de la emisión. Consistente con esta idea, encontramos que únicamente este conjunto de empresas muestran rendimientos anormales positivos económica y estadísticamente significativos en el año previo a la oferta. Los análisis realizados indican que los resultados obtenidos son debidos a la mala valoración temporal de los títulos en relación con el suceso y no a la mala especificación de los modelos de generación de rendimientos esperados. De esta forma, tan sólo este grupo de empresas está de acuerdo con la *hipótesis de las ventanas de oportunidad*, según la cual las empresas disponen las emisiones cuando detectan que el mercado las sobrevalora.

En este contexto, investigamos dos posibles explicaciones al lento ajuste de los precios tras la oferta. En primer lugar, analizamos si este comportamiento está relacionado con sesgos en el comportamiento de los inversores como los que describen en sus modelos Barberis *et al.* (1998) y Daniel *et al.* (1998). Ambos trabajos plantean la existencia de unos inversores sobreoptimistas acerca de las perspectivas futuras de la empresa que empujan los precios al alza, pero que ajustan lentamente sus juicios cuando la empresa no cumple sus expectativas. En segundo lugar, estudiamos una explicación racional alternativa para el lento ajuste del precio tras la emisión que plantea la existencia de barreras al arbitraje que dificultan la rápida corrección de la sobrevaloración por parte de *inversores sofisticados* que actúan como arbitrajistas en el mercado.

Nuestra premisa básica a la hora de contrastar la hipótesis conductivista del lento ajuste de los precios es que si la empresa transmite con posterioridad a la emisión información desfavorable (contraria a las expectativas previas de los inversores), una parte significativa de esta información se concentrará en el momento del anuncio trimestral de beneficios. Los resultados obtenidos en este trabajo descartan la existencia de unos inversores sobreoptimistas que sistemáticamente se muestran decepcionados por los anuncios de beneficios tras la OPV,

esto es, no encontramos evidencia que indique que este suceso transmita una cantidad no esperada de información desfavorable. En consecuencia, no es posible atribuir el mal comportamiento encontrado a unos inversores reacios a actualizar sus expectativas a la luz de la publicación de información contraria a sus perspectivas iniciales.

Por el contrario, los resultados obtenidos apoyan la explicación relativa a la existencia de costes que dificultan el arbitraje y, por tanto, la rápida corrección de la sobrevaloración. En concreto, son los costes de transacción, y no los costes de mantenimiento, los que sostienen una relación estadísticamente significativa con los rendimientos anormales negativos hallados. Además, este análisis pone de manifiesto que el efecto tamaño que de forma general se establece en la literatura en relación con el mal comportamiento tras la OPS es, al menos con la muestra empleada, un fenómeno relacionado con la horquilla de precios.

La detección en la literatura de rendimientos anormales significativos a largo plazo tras las OPV (y otros sucesos empresariales) ha puesto en cuestión el paradigma del mercado eficiente. No obstante, el hecho de que este fenómeno se concentre entre las empresas de menor tamaño sugiere, cuanto menos, cierta prudencia a la hora de realizar la anterior inferencia. En nuestro mercado, la asunción tradicional de mercados que valoran racionalmente los títulos es acertada para la mayor parte de las empresas que realizan una OPV. Es evidente que el reducido número y peso relativo del grupo de empresas que son capaces de realizar sus emisiones a un coste substancialmente inferior al determinado por los modelos de valoración desestima cualquier tipo de afirmación relativa a la no eficiencia del mercado. Sin embargo, ello no resta importancia al fenómeno, tanto desde el punto de vista de los inversores que acudieron a las ofertas, pues éstos pagaron un sobreprecio en términos nominales de aproximadamente 370 millones de euros;³⁷ como desde el punto de vista del regulador, ya que la sobrevaloración de estas empresas, que de acuerdo con nuestra evidencia no tiene su origen en un sobreoptimismo de los inversores, continúa siendo una cuestión abierta.

³⁷ Esta cifra se corresponde con el 31% (rendimiento anormal negativo en el año posterior a la emisión y que tomamos como cuantía de la sobrevaloración –véase la nota a pie de página número 30–) del importe nominal emitido por las empresas pequeñas y medianas de la muestra que realizaron una OPS.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- Arcas, M.J. (1994): “Reacción del precio de las acciones a la publicación de los beneficios anuales: Análisis empírico en el sector bancario”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 78, 181–201.
- Asquith, P. y D.W. Mullins (1986): “Equity issues and offering dilution”, *Journal of Financial Economics* 15, 61–89.
- Baker, M. y J. Wurgler (2000): “The equity share in new issues and aggregate stock returns”, *Journal of Finance* 55, 2219–2257.
- Ball, R. y P. Brown (1968): “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research* 6, 159–178.
- 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.
- Bernard, V.L. y J.K. Thomas (1989): “Post–earnings–announcements drift: Delayed price response or risk premium?”, *Journal of Accounting Research* 27, 1–36.
- Brav, A. y P.A. Gompers (1997): “Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: evidence from venture and nonventure capital-backed companies”, *Journal of Finance* 52, 1791–1821.
- Brav, A., C. Geczy y P.A. Gompers (2000): “Is the abnormal return following equity issuances anomalous?”, *Journal of Financial Economics* 56, 209–249.
- Brous, P.A., V. Datar y O. Kini (2001): “Is the market optimistic about the future earnings of seasoned equity offerings firms?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 141–168.

- Chopra, N., J. Lakonishok y J.R. Ritter (1992): “Measuring abnormal performance: Do stocks overreact?”, *Journal of Financial Economics* 31, 235–268.
- 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.
- Daniel, K., D. Hirshleifer y A. Subrahmanyam (1998): “Investor psychology and security market under– and overreactions”, *Journal of Finance* 53, 1839–1885.
- De Bondt, W. y R. Thaler (1985): “Does the stock market overreact?”, *Journal of Finance* 40, 793–805.
- Denis, D.J. y A. Sarin (2001): “Is the market surprised by poor earnings realizations following seasoned equity offerings?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 169–193.
- 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 (1992): “The cross–section of expected stock returns”, *Journal of Finance* 47, 427–465.
- 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.
- 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 (2002): “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.
- Forner, C. y J. Marhuenda (2001): “¿Existe en el mercado español un efecto sobre–reacción?”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 107, 39–66.
- Forner, C. y J. Marhuenda (2002): “Evidencia adicional del efecto sobre–reacción en el mercado español de capitales”, IVIE (Institut Valencià d’Investigacions Econòmiques) WP–EC 2002–02.

- Hansen, R.S. y A. Sarin (1998): “Industry performance around initial public offerings: A missing piece to the new issues puzzle?”, documento de trabajo.
- Hensler, D.A. (1998): “The nature and persistence of initial public offering aftermarket returns predictability”, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 10, 39–58.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok y T. Vermaelen (1995): “Market underreaction to open market share repurchases”, *Journal of Financial Economics* 39, 181–208.
- Jaffe, J.F. (1974): “Special information and insider trading”, *Journal of Business* 47, 410–428.
- Jegadeesh, N. (2000): “Long-term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations”, *Financial Management* 29, 5–30.
- Jensen, M.C. (1968): “The performance of mutual funds in the period 1945–1964”, *Journal of Finance* 23, 389–416.
- 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.
- La Porta, R. (1996): “Expectations and the cross-section of stock returns”, *Journal of Finance* 51, 1715–1742.
- La Porta, R., J. Lakonishok, A. Shleifer y R. Vishny (1997): “Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency”, *Journal of Finance* 52, 859–874.
- 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.
- Mandelker, G. (1974): “Risk and return: The case of merging firms”, *Journal of Financial Economics* 1, 303–335.
- Masulis, R.W. y A.N. Korwar (1986): “Seasoned equity offerings. An empirical investigation”, *Journal of Financial Economics* 15, 91–118.
- Michaely, R., R. Thaler y K. Womack (1995): “Price reactions to dividend initiations and omissions”, *Journal of Finance* 38, 1597–1606.
- Mitchell, M.L. y E. Stafford (2000): “Managerial decisions and long–term stock price performance”, *Journal of Business* 73, 287–329.
- Myers, S.C. (1984): “The capital structure puzzle”, *Journal of Finance* 39, 575–592.
- Myers, S.C. y N.S. Majluf (1984): “Corporate financing and investing decisions when firms have information that investors do not have”, *Journal of Financial Economics* 13, 187–221.
- 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. y M.J. Schill (2002): “Long–run seasoned equity offering returns: Data snooping, model misspecification, or mispricing? A costly arbitrage approach”, documento de trabajo.
- 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.
- Regojo, P. (1993): “El contenido informativo de los estados contables que publican las compañías admitidas a cotización en el mercado bursátil español”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 74, 71–103.
- Ritter, J.R. (1991): “The long–run performance of initial public offerings”, *Journal of Finance* 46, 3–27.

- Shivakumar, L. (2000): “Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings?”, *Journal of Accounting and Economics* 29, 339–371.
- Spiess, D.K. y 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.
- Stoll, H.R. y R. Whaley (1983): “Transactions costs and the small firm effect”, *Journal of Financial Economics* 12, 52–79.