

**COMPORTAMIENTO A LARGO PLAZO
DE LAS OFERTAS PÚBLICAS DE VENTA SUBSIGUIENTES
EN EL MERCADO ESPAÑOL***

José E. Farinós, C. José García y Ana M^a Ibáñez**

WP-EC 2002-23

Correspondencia a: José Emilio Farinós, Departament de Finances Empresariales, Universitat de València, Ed. Departamental Oriental (5é pis), Campus dels Tarongers, 46022 Valencia, e-mail: Jose.E.Farinos@uv.es

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Septiembre 2002

Depósito Legal: V-3618-2002

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Los autores agradecen el soporte financiero de la CICYT proyecto SEC2000-0773.

** J.E. Farinos, C.J. García, A.M. Ibáñez: Departament de Finances Empresariales, Universitat de Valencia.

COMPORTAMIENTO A LARGO PLAZO DE LAS OFERTAS PÚBLICAS DE VENTA SUBSIGUIENTES EN EL MERCADO ESPAÑOL

José E. Farinós, C. José García y Ana M^a Ibáñez

RESUMEN

En este trabajo estudiamos si las empresas cotizadas que realizan un oferta pública de venta presentan rendimientos anormales negativos durante amplios periodos de tiempo tras la emisión. Para ello disponemos de todas las ofertas públicas subsiguientes realizadas en el periodo 1993–1999 en el SIBE. Dado que la estimación y el contraste del rendimiento a largo plazo está sujeto a diversos problemas estadísticos y conceptuales, hemos analizado la robustez de los resultados ante diferentes metodologías. La evidencia obtenida indica que las empresas emisoras muestran rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante los doce meses posteriores a la oferta, siendo este resultado robusto a las distintas métricas, estimaciones y contrastes empleados. Además, el mal comportamiento es más severo en empresas pequeñas y medianas con negocios maduros.

Palabras clave: oferta pública de venta subsiguiente, rendimiento a largo plazo, mercado español

ABSTRACT

This research investigates the long-run after-performance of firms conducting seasoned equity offering in the Spanish market during the period 1993–1999. Due to statistical and conceptual problems related to the estimation and contrast of long-horizon returns, we analyse the robustness of results to different methodologies. We obtain evidence that issuers experience negative abnormal returns economically and statistically significant during the year after the event. These results are robust to different metrics, estimations and tests used. Finally, underperformance is more severe in small, growth firms.

Key words: seasoned equity offering , long-run underperformance, Spanish market.

1. Introducción

Uno de los tópicos más controvertidos en la literatura financiera de las últimas décadas es el de la existencia de rendimientos anormales negativos que se extienden durante amplios periodos de tiempo (en ocasiones hasta seis años) tras algunas importantes decisiones empresariales tales como fusiones [Agarawal *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 (1999)], emisión de acciones [(Ritter (1991), Loughran y Ritter (1995), Spiess y Affleck-Graves (1995), Jegadeesh (2000) y Baker y Wurgler (2000)], 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, sugiriendo, por tanto, que los mercados no son eficientes.

No obstante, las aportaciones realizadas no han logrado reemplazar la teoría preexistente y el fenómeno de los rendimientos anormales a largo plazo ha pasado a ser catalogado como *anomalía*. Ello se ha debido, fundamentalmente, a tres razones. En primer lugar, a que en el desarrollo de este tipo de trabajos, centrados a largo plazo, la hipótesis alternativa es extremadamente vaga (la ineficiencia del mercado), no planteándose una hipótesis alternativa contrastable a la eficiencia del mercado.¹ El segundo motivo tiene que ver directamente con la propia naturaleza del concepto de *eficiencia del mercado* y su capacidad para ser contrastado. Aunque la idea de eficiencia es anterior,² Fama (1970) formaliza la teoría y enfatiza el hecho de que la eficiencia del mercado debe ser contrastada junto con un modelo generador de rendimientos esperados *normales*.³ Y es aquí donde el problema se convierte en ubicuo. Como es sabido, todos los modelos, por definición, son descripciones incompletas de la realidad. Ello implica que los contrastes de la eficiencia del mercado van a estar siempre *contaminados* por el problema de la mala especificación del modelo, por lo que el rechazo de la hipótesis nula (la eficiencia del mercado) puede implicar tanto que los mercados son ineficientes como que el modelo es incorrecto. Un elemento que ha incidido negativamente es esta situación ha sido la escasa capacidad mostrada por los modelos normativos como el *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965) para explicar la sección cruzada de los rendimientos de los títulos y, en

¹ Puede encontrarse una excepción en los trabajos de Daniel *et al.* (1998) y Barberis *et al.* (1998) en los que se desarrollan dos modelos encuadrados en la denominada como *behavioral finance* (siguiendo a Villalba (2001), *finanzas conductistas*) que presentan hipótesis contrastables. Sin embargo, y como señala Fama (1998), ambos modelos adolecen del mismo problema: explican adecuadamente las anomalías para las cuales han sido desarrollados pero no son capaces de explicar lo que Fama denomina como *the big picture*.

² El interés por la eficiencia de los mercados se remonta a una casi olvidada tesis doctoral escrita en 1900 por Louis Bachelier.

³ Véase también Fama (1976).

general, para determinar con exactitud las fuentes de riesgo, lo cual ha conducido a los investigadores a dirigir su atención hacia el desarrollo de modelos de valoración empíricos. Dado que no existe ningún tipo de guía en la construcción de estos últimos, el problema de la mala especificación y su crítica se han acentuado con su uso. No obstante, la incidencia de este problema no puede generalizarse para todo tipo de análisis ya que depende directamente de la amplitud del horizonte estudiado. Así, Fama (1998) resalta que es menos serio en los estudios que se centran en ventanas pequeñas (de unos pocos días),⁴ agravándose a medida que la amplitud del horizonte estudiado se extiende dado que los errores en los rendimientos esperados inducidos por la mala especificación del modelo crecen más rápidamente que la volatilidad de los mismos, pudiendo producir rendimientos anormales estadísticamente significativos.

Estas consideraciones tienen su reflejo en la literatura con la detección de que las anomalías a largo plazo son sensibles a la metodología empleada [Brav *et al.* (2000) y Mitchell y Stafford (2000)], en el sentido de que diferentes modelos generadores de rendimientos esperados producen no sólo diferentes estimaciones de rendimientos anormales a largo plazo sino la desaparición de su significación cuando se emplean determinadas referencias o controles. Aunque, en principio, este hecho reforzaría la argumentación de que la anomalía detectada no supone una evidencia contra la eficiencia del mercado [Fama (1998) y Brav *et al.* (2000)], Loughran y Ritter (2000) contestan argumentando, por un lado, que si realmente el mercado no valora adecuadamente los títulos, entonces los rendimientos anormales *no deberían* ser robustos a metodologías alternativas. Ello sería consecuencia de que no todos los métodos tienen el mismo poder para detectar la mala valoración por parte del mercado.⁵ Por otro lado, critican la inclusión de *proxies* de la mala valoración en lugar de verdaderos factores de riesgo como referencias, lo cual conduciría a estos trabajos a sesgar sus contrastes en contra de la detección de rendimientos anormales aun cuando éstos existieran. Desde nuestro punto de vista ésta es una cuestión importante, ya que tan difícilmente justificable es rechazar la eficiencia sin una hipótesis alternativa contrastable como rechazar la ineficiencia mediante el empleo de modelos *ad-hoc*.

Existe, asimismo, un elemento obviado en la anterior discusión acerca de la existencia de rendimientos anormales a largo plazo y la eficiencia. Se trata de la necesidad de un modelo normativo (o de equilibrio, como el CAPM) para el contraste de la eficiencia del mercado. En este sentido, Loughran y Ritter (2000) señalan que si de lo que se hace uso es de un modelo positivo (construido empíricamente), entonces estos autores sostienen que no se está contrastando la

⁴ Fama (1998) argumenta que esto es debido a que los rendimientos diarios esperados son próximos a cero, por lo que la mala especificación del modelo generador tiene un impacto despreciable en la estimación de los rendimientos anormales (no esperados).

⁵ El poder de un contraste es la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando ésta es falsa.

eficiencia del mercado sino, simplemente, se contrasta si un determinado patrón en los rendimientos es independiente de otros patrones previamente documentados de forma empírica.

El tercer motivo está relacionado con la métrica y los problemas de inferencia estadística en los contrastes de rendimientos a largo plazo. Barber y Lyon (1997) y Kothari y Warner (1997) evidencian que la mala especificación está causada por el sesgo debido a la entrada en el mercado de nuevos títulos, el sesgo introducido por el reajuste de las carteras de control y el sesgo debido a la asimetría en la distribución de los rendimientos anormales. Mayor importancia tiene el problema que introduce en los contrastes la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales a largo plazo [Mitchell y Stafford (2000)] como consecuencia del solapamiento que se produce en el cálculo de los rendimientos anormales de las empresas individuales. Por consiguiente, se ha revelado como fundamental el estudio de cuestiones metodológicas relacionadas con la correcta medición y contraste de este tipo de rendimientos, produciéndose en la literatura un verdadero esfuerzo por solventar los anteriores inconvenientes [Lyon *et al.* (1999), Cowan y Sergeant (2001), Jakobsen y Sørensen (1999), Jakobsen y Voetmann (1999), Brav (2000), Mitchell y Stafford (2000)], aunque las soluciones aportadas no son definitivas y, por ende, la correcta especificación de contrastes estadísticos en el caso de los rendimientos anormales a largo plazo continúa siendo una cuestión abierta.

En el contexto presentado, el objetivo de este trabajo consiste en la detección de rendimientos anormales negativos a largo plazo de empresas que, estando presente en el mercado bursátil, realizan una emisión de acciones a través de una oferta pública de venta (OPV). El sistema de la OPV es el habitualmente empleado por el gobierno para la privatización de empresas públicas (Argentaria, Endesa, Telefónica, etc.), para la incorporación de nuevas empresas al mercado bursátil (Tele Pizza, Cortefiel, Sol Meliá, etc.), o para la captación de grandes volúmenes de fondos con el objetivo de ser invertidos en importantes inversiones (por ejemplo, para la adquisición de YPF por parte de Repsol). Con independencia de si la OPV es promovida desde el sector público o privado, una importante clasificación es la que se deriva del hecho de si la empresa emisora se negociaba o no en el mercado bursátil antes de la OPV. Si con la OPV la empresa se incorpora al mercado, ésta recibe el nombre de *oferta pública inicial* (OPI), mientras que denominaremos a las OPV realizadas por empresas que cotizaban anteriormente como *ofertas públicas subsiguientes* (OPS). Esta distinción es fundamental en la determinación del precio de emisión, ya que la empresa que se negocia antes de la emisión tiene como referencia el valor que el mercado le otorga.

Aunque el interés por la existencia de rendimientos anormales negativos durante amplios periodos de tiempo tras nuevas emisiones de acciones es anterior,⁶ no es hasta el trabajo de Ritter (1991) cuando se suscita realmente en la literatura las implicaciones que este resultado tiene. Así,

⁶ Un trabajo pionero en esta materia es el de Ibbotson (1975).

además de la no eficiencia del mercado ya comentada, el largo ajuste en los precios tras las nuevas emisiones de acciones supone⁷ la posibilidad de obtener rendimientos extraordinarios mediante estrategias derivadas de la existencia de esta regularidad en los precios, la existencia de *ventanas de oportunidad* en las que los inversores sobrevaloran irracionalmente los títulos y que son aprovechadas por los emisores para colocarlos en el mercado⁸ y, por último, el coste de capital para las empresas que realizan una oferta de acciones.

Motivado por estas importantes implicaciones, el mal comportamiento de las nuevas emisiones de acciones ha sido estudiado y documentado no sólo en el mercado norteamericano sino en la práctica totalidad de los mercados de capitales del mundo.⁹ Sin embargo, la evidencia previa de esta anomalía en el mercado español es escasa y, en ocasiones, transmite poca confianza. Así, García *et al.* (1999) comparan descriptivamente el comportamiento de un índice bursátil de empresas realizadoras de una OPV en la Bolsa de Madrid con el Ibex-35 y otros índices sectoriales, encontrando que el comportamiento de las empresas emisoras no se aleja de forma *significativa* del mercado. Por lo que se refiere a las OPI, los resultados de los diferentes trabajos *parecen* contrapuestos. Así, mientras Ansótegui y Fabregat (1999) y Álvarez (2001) obtienen rendimientos anormales negativos para horizontes de dos y tres años, en el primer caso, y de hasta cinco años, en el segundo, lo cual estaría de acuerdo con la amplia evidencia internacional, Farinós (1999, 2001) y Álvarez y González (2001) no encuentran rendimientos anormales negativos en los diferentes horizontes estudiados (desde uno hasta cinco años tras la emisión). No obstante, la ausencia de contrastes estadísticos en los dos primeros trabajos y el reconocimiento por parte de Álvarez (2001) de la existencia de serios problemas metodológicos obligan a tomar con suma precaución sus resultados. Por el contrario, Farinós (1999, 2001) y Álvarez y González (2001) emplean contrastes estadísticos más rigurosos y metodologías más adecuadas en el estudio de este fenómeno. En concreto, Álvarez y González (2001) analizan tanto la existencia como la robustez de los resultados obtenidos mediante diferentes metodologías, concluyendo que la ausencia de mal comportamiento tras la emisión es robusto a la medida y metodología de estudio empleada.

Por lo que se refiere a las OPS, la evidencia en nuestro mercado es todavía más escasa. Farinós (1999, 2001) detecta rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante el primer año tras la oferta, desapareciendo cuando el horizonte de estudio se amplía a tres años. Este diferente comportamiento entre ofertas iniciales y subsiguientes es

⁷ Véase Ritter (1991).

⁸ Ritter (1991), sin embargo, obvia una cuestión importante, a saber: si los emisores son partícipes, como el mercado, de expectativas irracionales sobre el futuro valor de la empresa o si, por el contrario, disponen las emisiones en periodos en los que ellos saben que el mercado valora erróneamente la empresa.

⁹ Véase Levis (1993) y Espenlaub *et al.* (2000) para el mercado británico y Ljungqvist (1997) y Stele *et al.* (2000) para el mercado alemán. Loughran *et al.* (1994) realizan una revisión bibliográfica de trabajos realizados en nueve países.

consistente con unos directivos capaces de detectar si el mercado valora de forma incorrecta a la empresa y de aprovechar este desequilibrio transitorio para emitir los títulos [Farinós (2001)].

A la vista de los estudios previos, este trabajo pretende aportar una mayor evidencia sobre el mal comportamiento a largo plazo de las emisiones de acciones de empresas cotizadas en el mercado español. Para ello, empleamos una muestra más actualizada, incorporando las últimas oleadas de emisiones producidas en los años 1998 y 1999. Además, la existencia de los problemas comentados en relación con el objetivo del trabajo nos obliga a estudiar no sólo la existencia de rendimientos anormales negativos a largo plazo, sino también la robustez de los resultados mediante contrastes estadísticos mejor especificados y metodologías no empleadas en los trabajos mencionados. Dado que estamos de acuerdo con Loughran y Ritter (2000), el objetivo de este trabajo no es, en consecuencia, el de contrastar la eficiencia del mercado español.

La evidencia obtenida nos conduce a dos conclusiones principales: una referida al comportamiento de las OPS a largo plazo tras la emisión, y otra referida al método de estimación de dicho comportamiento. Por lo que respecta a la primera, los resultados obtenidos indican que las OPS muestran un mal comportamiento en los doce meses posteriores al suceso, el cual se plasma en un rendimiento anormal significativo del -27% en dicho periodo. Estos resultados son consistentes con los obtenidos en anteriores trabajos realizados en el mercado español, y se muestran robustos a distintos métodos de medida y estimación de los rendimientos anormales a largo plazo y a cambios en la composición de la muestra. Los rendimientos anormales negativos de las OPS en el año posterior a la oferta son más importantes para las empresas pequeñas y medianas y con el cociente del valor contable entre el valor de mercado de la empresa¹⁰ altos, esto es, empresas pequeñas y medianas con negocios maduros con relativamente escasas expectativas de crecimiento. Respecto del método para la medición del comportamiento, nos decantamos por el uso de carteras formadas según la fecha de calendario. Ello, por dos motivos. Por un lado, porque la evidencia obtenida indica que el problema de la dependencia en sección cruzada puede estar presente en las estimaciones, por lo que, en consecuencia, se hace imperativo el empleo de un método que incorpore y solucione esta cuestión.¹¹ Por otro lado, porque el reducido tamaño de las muestras supone un problema añadido a los métodos que estiman el mal comportamiento como la media del rendimiento anormal en sección cruzada de las empresas de la muestra respecto de la fecha del suceso.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En la siguiente sección se analizan los problemas teóricos y estadísticos relacionados con la medición y el contraste de rendimientos

¹⁰ En adelante, cociente VC/VM.

¹¹ De acuerdo con la literatura, el método de las carteras de fecha de calendario es el más adecuado para tratar este problema.

anormales negativos a largo plazo. En la sección 3 se presenta la base de datos empleada. Los resultados obtenidos se presentan en la sección 4. En la sección 5 se recogen las principales conclusiones del trabajo.

2. Problemas en la estimación y en el contraste del comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas de venta

Si el mercado es eficiente, el comportamiento anormal posterior de las empresas que son protagonistas de un determinado suceso debería ser neutral una vez que la información transmitida por el mismo hubiera sido incorporada por el mercado. El mal comportamiento a largo plazo detectado en la literatura de las empresas que llevan a cabo decisiones empresariales relevantes pone en cuestión la noción de la eficiencia del mercado. En esta sección tratamos dos importantes aspectos que dificultan la aceptación de la ineficiencia del mercado: la incidencia de la mala especificación del modelo generador en la estimación de los rendimientos anormales y la correcta medida y contraste de los rendimientos a largo plazo.

En primer lugar, tratamos el problema de la estimación de los rendimientos anormales e introducimos los dos métodos para su generación, a saber: la utilización de un modelo basado en las características específicas de las empresas (*firm-specific* o *characteristic-based model*); y el empleo de un modelo formal de valoración de activos. A continuación, abordamos el segundo de los problemas de forma separada de acuerdo con las tres aproximaciones generalmente empleadas por lo que se refiere a la estimación de los rendimientos a largo plazo, ya que cada una de éstas presenta dificultades conceptuales y estadísticas propias: la composición (multiplicación) de los rendimientos a corto plazo sobre el horizonte objeto de análisis, la acumulación de los rendimientos a corto plazo, y la utilización del método de las carteras de fecha de calendario (*calendar-time portfolios* o *rolling portfolios*). Revisaremos, también, algunas de las aportaciones realizadas por trabajos que se han centrado en el estudio de la naturaleza y de los problemas de los rendimientos a largo plazo junto con los trabajos más importantes relativos al comportamiento a largo plazo de las empresas que realizan una OPV. Tanto unos como otros están estrechamente relacionados, ya que fueron los primeros trabajos en el campo del comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas los que motivaron el interés por el estudio de la medición y contraste de los rendimientos a largo plazo, los cuales, a su vez, dieron lugar a una segunda oleada de trabajos de estudio del suceso a largo plazo.

Finalmente, abordamos brevemente la controversia acerca del esquema de ponderación de los rendimientos apropiado, dado que se ha demostrado que la elección de uno u otro esquema (ponderación *versus* equiponderación) resulta no neutral.

2.1. *Problemas relativos a la correcta estimación de los rendimientos anormales*

La correcta estimación de los rendimientos anormales se encuadra, como señala Fama (1998), dentro del problema de la correcta especificación del modelo generador de rendimientos esperados. Siguiendo a este autor, existen dos tipos de problemas relacionados con la adecuada especificación del modelo. El primero de ellos tiene que ver, como hemos comentado anteriormente, con la simplificación intrínseca de la realidad que implica cualquier modelo,¹² por lo que el modelo necesariamente no tiene porqué describir los rendimientos esperados. Este es el caso del primer modelo de valoración de activos, el CAPM de Sharpe (1964) y Lintner (1965). Los resultados de los contrastes efectuados sobre el mismo con datos de diferentes mercados internacionales indican que no es capaz de explicar los rendimientos esperados de las empresas pequeñas [Banz (1981)] o la relación existente entre la rentabilidad y algunos cocientes financieros, como el beneficio respecto del precio o el cociente VC/VM [Basu (1983) y Rosenberg *et al.* (1985)].¹³ Por lo tanto, si la composición de la muestra que está siendo analizada está sesgada hacia empresas pequeñas o con unos determinados cocientes financieros, entonces la utilización del CAPM en la generación de rendimientos esperados puede producir rendimientos anormales espurios. El segundo tipo de problemas surge, aún en el caso de que se hiciera uso del verdadero modelo generador de rendimientos esperados, por el mero hecho de que en cualquier periodo de estudio la muestra presente algún patrón específico debido al azar que produzca la aparición de desviaciones sistemáticas de lo predicho por el modelo.

Existen dos aproximaciones posibles para limitar la aparición espuria de una anomalía. Una de ellas se sustenta en la utilización de modelos basados en las características de los títulos que están estudiándose (*firm-specific* o *characteristic-based models*). La estimación de los parámetros del modelo de mercado [Fama *et al.* (1969)] o del rendimiento medio en un periodo no contaminado por el suceso estudiado para la obtención del rendimiento esperado en el periodo del suceso [Masulis (1980)] han sido aproximaciones ampliamente empleadas en la literatura de sucesos.¹⁴ En ambos casos, los rendimientos anormales generados dependen de las características de los propios títulos.¹⁵

¹² En este sentido Lipsey (1971, pág. 14) afirma que “es importante recordar que cualquier teoría es una abstracción de la realidad. Si no utilizáramos la abstracción, lo único que haríamos sería duplicar la realidad, como si se tratase de una cámara fotográfica, no aumentando nuestra comprensión del mundo”.

¹³ Fama y French (1992) confirman la existencia de una relación negativa y significativa entre rentabilidad y tamaño y una relación positiva y significativa entre rentabilidad y el cociente VC/VM.

¹⁴ Específicamente, el método desarrollado por Masulis (1980) se denomina *método del periodo de comparación*.

¹⁵ Fama (1998) indica que estas aproximaciones pueden emplearse para estudiar la reacción de los precios ante un determinado suceso, pero son incapaces de identificar anomalías relacionadas con la sección cruzada de los rendimientos medios, como el efecto tamaño.

En el caso del estudio del comportamiento a largo plazo de las OPV, y especialmente de las OPI, estas aproximaciones para el cálculo de los rendimientos esperados no son viables, ya que la selección de un periodo normal (no contaminado) que permita la estimación de los parámetros del modelo de mercado o que sirva como periodo de comparación es problemático. Por ello, en este tipo de estudios suele hacerse uso de aproximaciones que restringen la sección cruzada de los rendimientos esperados, aunque esto supone la descripción imperfecta de los rendimientos medios. El método más ampliamente empleado es el de emparejar los títulos de la muestra con una empresa o cartera no afectada por el suceso que presente unas características similares, características de las que se tenga constancia que están relacionadas con los rendimientos medios (*matching approach*).¹⁶ Así, es habitual emparejar las empresas de la muestra con empresas o carteras no afectadas por el suceso según su tamaño y cociente VC/VM dada la evidencia existente que ya hemos comentado. No obstante, y tal y como señala Fama (1998), es posible que ni siquiera el tamaño y cociente VC/VM sean capaces de describir por completo la variabilidad de la sección cruzada de los rendimientos medios.

Otro método de estimación de los rendimientos anormales es mediante el empleo de un modelo de valoración de activos. Los trabajos pioneros que emplearon rendimientos a largo plazo [Jaffe (1974), Mandelker (1974), Asquith (1983)] hicieron uso del CAPM. Sin embargo, las deficiencias detectadas en el modelo condujeron a que se considerara la necesidad de incluir más factores de riesgo sistemático que explicaran las variaciones de los rendimientos. De este modo, los trabajos más recientes (relacionados con el comportamiento en el mercado de OPV tras la emisión) emplean para la generación del rendimiento anormal el modelo de valoración por arbitraje (APT) desarrollado por Ross (1976) [Eckbo *et al.* (2000)], el modelo de tres factores de Fama y French (1993) [Loughran y Ritter (1995), Brav *et al.* (2000), Mitchell y Stafford (2000)] o la extensión que de éste hace Carhart (1997) [Brav *et al.* (2000)].

Existe un cierto debate en la literatura respecto de la conveniencia de emplear modelos de factores frente a modelos basados en el emparejamiento según las características de los títulos. Así, Daniel y Titman (1997) sugieren que la sección cruzada de los rendimientos de los títulos está más estrechamente relacionada con las características de los títulos que los factores de riesgo del modelo de Fama y French (1993). Por el contrario, Davis *et al.* (2000) discuten estas conclusiones tras analizar la sección cruzada de los rendimientos en un periodo de tiempo mucho mayor que el analizado por Daniel y Titman (1997).¹⁷

¹⁶ Existe evidencia empírica que sugiere que este procedimiento proporciona mejores previsiones *ex-ante* de la sección cruzada de los rendimientos futuros [véase Daniel y Titman (1997)].

¹⁷ Davis *et al.* (2000) analizan un periodo muestral que se extiende desde julio de 1929 hasta junio de 1997 (68 años), mientras que Daniel y Titman (1997) analizan un periodo que abarca desde julio de 1973 hasta diciembre de 1993 (20.5 años).

Aunque la utilización de varios factores de riesgo parece coherente con la evidencia existente respecto de la sección cruzada de los rendimientos medios, ninguno de los anteriores modelos es capaz de ofrecer una explicación completa de los mismos. Como muestra Nieto (2001), el carácter estático de modelos como el CAPM tradicional o el modelo de Fama y French (1993) supone una restricción insalvable. Tanto es así que la autora afirma que “parece evidente que la extensa utilización de modelos incondicionales [en trabajos de impacto de sucesos, evaluación de fondos de inversión y otros] es ciertamente cuestionable”.¹⁸ Por el contrario, los resultados que obtiene para un CAPM condicional basado en el modelo propuesto por Jagannathan y Wang (1996) y el modelo intertemporal de Campbell (1993) son “algo más alentadores”.

En resumen, y como afirma Fama (1998), los problemas derivados de la mala especificación del modelo son (por el momento) inevitables, siendo éstos más serios cuando se utilizan en contrastes de rendimientos a largo plazo.

2.2. Problemas relacionados con la métrica y el contraste del comportamiento a largo plazo

En este apartado tratamos el problema de cómo medir y contrastar el comportamiento a largo plazo de un título o cartera. Como hemos comentado anteriormente, puede encontrarse en la literatura tres aproximaciones para ello, a saber: la composición (multiplicación) de los rendimientos a corto plazo sobre el horizonte objeto de análisis, la acumulación de los rendimientos a corto plazo, y la utilización del método de las carteras de fecha de calendario. Abordamos cada uno de ellos de forma separada, ya que presentan problemas conceptuales y estadísticos propios. Conjuntamente, indicamos los resultados más sobresalientes obtenidos con la aplicación de cada uno de ellos en relación con el comportamiento tras la emisión de las ofertas públicas, tanto iniciales como subsiguientes.

2.2.1. Estimación y contraste mediante el método de los rendimientos compuestos

Aunque ya el artículo seminal de Ibbotson (1975) detecta rendimientos anormales a largo plazo posteriormente a la realización de una OPI, no es hasta el trabajo de Ritter (1991) cuando se suscita un verdadero interés en la literatura por este tipo de fenómenos. Tomando, pues, como punto de partida este trabajo, el modo más popular empleado para el cálculo del rendimiento a largo plazo ha sido el de componer los rendimientos a corto plazo (generalmente mensuales) para, de esta forma, obtener el rendimiento correspondiente al horizonte temporal o ventana que se desea estudiar. Los rendimientos así calculados se corresponderían con una estrategia consistente en *comprar y mantener* durante dicho horizonte y se denominan, en la terminología anglosajona, como

¹⁸ Nieto (2001, pág. 38).

buy-and-hold returns (BHR). A partir de su cálculo para las empresas de la muestra y de las referencias seleccionadas contra las que se compara el rendimiento de la muestra de OPV (índice de mercado o sectorial, empresa de control, etc.), se obtiene el rendimiento anormal (BHAR), siendo la media muestral en sección cruzada de éste ($\overline{\text{BHAR}}$) el estimador empleado para medir el mal comportamiento de las emisiones de acciones. Una forma complementaria de expresar el comportamiento de la muestra de OPV respecto de una determinada referencia se realiza mediante el cociente del rendimiento a largo plazo de éstos, denominándose en este caso el estimador como *riqueza relativa*.

La inferencia estadística del rendimiento anormal a largo plazo en los primeros trabajos está condicionada por sostenerse en hipótesis que posteriormente fueron cuestionadas y por el escaso conocimiento de las propiedades de los BHR y de los contrastes estadísticos asociados,¹⁹ lo cual condujo a que en estos trabajos se evitara la realización de inferencias estadísticas formales de los BHAR [Ritter (1991), Loughran (1993), Levis (1993), Loughran *et al.* (1994), Spiess y Affleck-Graves (1995), Loughran y Ritter (1995) o Ljungqvist (1997)].

La primera propuesta dirigida a superar los problemas relacionados con la imposibilidad de aplicar los contrastes habituales en el caso de los BHAR es la realizada por Ikenberry *et al.* (1995) al introducir el procedimiento del *bootstrapping* en la realización de inferencias estadísticas. Mediante esta técnica, los autores generan la distribución empírica de los BHAR bajo la hipótesis nula, relajando las hipótesis de normalidad, estacionaridad e independencia temporal de las observaciones.

Posteriormente, Barber y Lyon (1997) y Kothari y Warner (1997) pusieron en cuestión los diferentes aspectos de la medida del comportamiento a largo plazo, llegando ambos trabajos a la conclusión de que los métodos habitualmente empleados para el cálculo de los rendimientos anormales a largo plazo [composición (BHR) y acumulación (CAR) de los rendimientos a corto plazo] son conceptualmente erróneos y/o conducen a contrastes mal especificados. Las simulaciones realizadas sugieren que estos métodos tienden a encontrar un comportamiento anormal positivo o negativo cuando éste no existe. Barber y Lyon (1997) identifican tres sesgos que afectan a la especificación de los contrastes estadísticos cuando se emplea como referencia carteras tales como un índice de mercado o carteras construidas por tamaño, sesgos que aparecen como consecuencia del listado de nuevos títulos, del reajuste de la cartera de referencia y de la asimetría de los rendimientos anormales multiperiodales. Aunque estos sesgos afectan tanto a las estimaciones realizadas mediante la composición de los rendimientos como a través de su suma,

¹⁹ Kothari y Warner (1997) constatan el hecho de que pese a que los BHR son a menudo empleados en los estudios que se refieren al largo plazo, sus propiedades y contrastes asociados no habían sido estudiados en la literatura. No obstante, existían indicios de asimetría de los BHAR individuales documentados por Ibbotson (1975).

Barber y Lyon (1997) prefieren la estimación del rendimiento a largo plazo mediante BHAR por dos motivos: por un lado, porque, como muestran, el rendimiento anormal acumulado es un estimador sesgado de los BHAR; y por otro lado, porque, aunque la inferencia realizada mediante rendimientos anormales acumulados fuera correcta, los BHAR miden con precisión la experiencia del inversor.

El sesgo debido al listado de nuevos títulos se produce cuando la cartera que sirve de referencia incorpora empresas que se han incorporado al mercado con posterioridad a la fecha del suceso, mientras que, por definición, las empresas que conforman la muestra se negocian desde el día del suceso. Dado que la evidencia empírica muestra que las nuevas empresas que entran a cotizar presentan rendimientos a largo plazo inferiores a otros activos [Ritter (1991)], la utilización de carteras contaminadas por este tipo de empresas sesgaría al alza el rendimiento anormal de la muestra.

El sesgo debido al reajuste se deriva de la práctica de emplear un índice de mercado o una cartera de referencia equiponderada, ya que al componer los rendimientos se asume reajuste de los rendimientos periodales (mensuales) de todos los títulos que conforman el índice o la cartera.²⁰ Con el objeto de mantener las ponderaciones, los títulos que batan al mercado son vendidos mientras que los que son superados por éste son comprados. Este reajuste conduce a un sesgo en la media poblacional de los rendimientos anormales a largo plazo si los rendimientos mensuales consecutivos de los activos individuales están correlacionados. En concreto, se produce una sobreestimación del rendimiento a largo plazo de la cartera de referencia, lo que conduce a la obtención de rendimientos anormales sesgados a la baja.²¹

Por último, el sesgo que genera la asimetría de los rendimientos anormales a largo plazo es consecuencia de la observación empírica de que los activos individuales presentan observaciones de BHR extremas positivas mayores que observaciones extremas negativas, lo que conduce a una substancial asimetría positiva. Por su parte, los rendimientos de las carteras de referencia, al tratarse de medias, son menos asimétricos. Por consiguiente, los rendimientos anormales presentan asimetría positiva. Esta asimetría positiva se traduce en un sesgo negativo de los contrastes como consecuencia de la correlación positiva entre la media y la desviación típica de la muestra en distribuciones con asimetría positiva.²²

²⁰ Canina *et al.* (1998) documentan que la magnitud de este sesgo es más intensa cuando se emplean rendimientos diarios en lugar de mensuales.

²¹ Para más detalles, véanse Barber y Lyon (1997) y Canina *et al.* (1998).

²² Para más detalles, véase Barber y Lyon (1997).

Las propuestas de corrección de estos problemas han sido varias. Barber y Lyon (1997) señalan que la utilización de una empresa de control de tamaño y cociente VC/VM similar al de la empresa de la muestra produce contrastes bien especificados. Además de con este método, Lyon *et al.* (1999) obtienen contrastes bien especificados en muestras aleatorias mediante la construcción *cuidadosa* de las carteras y la realización de inferencias ajustando el estadístico *t* por asimetría vía *bootstrapping* y, por otro lado, mediante la generación empírica de la distribución de los BHAR de forma análoga a Ikenberry *et al.* (1995), entre otros.²³

Fama (1998), no obstante, se manifiesta abiertamente en contra de la metodología BHAR por dos razones. Por un lado, porque los errores que se producen como consecuencia de la mala especificación del modelo generador de rendimientos esperados se componen con el cálculo de los rendimientos a largo plazo y, por otro lado, porque esta metodología ignora la dependencia en sección cruzada que se produce entre los rendimientos anormales de las empresas de la muestra que se solapan en el tiempo, tanto por lo que se refiere al solapamiento de los rendimientos de una misma empresa que está incluida en la muestra en diferentes momentos del tiempo como del solapamiento que se produce entre empresas similares, como aquéllas que pertenecen al mismo sector. Brav (2000) argumenta, en este sentido, que la dependencia en sección cruzada de las observaciones de la muestra afecta a la correcta especificación de los contrastes estadísticos.

Como señalan Mitchell y Stafford (2000), las decisiones empresariales relevantes (ofertas de adquisición, ampliaciones de capital u ofertas públicas de venta) no son sucesos aleatorios y, por tanto, no pueden tomarse como observaciones independientes. Dado que existe evidencia de que las decisiones empresariales se concentran por sectores y en el tiempo, la correlación de los residuos implica un serio problema para la metodología BHAR, ya que ésta supone la independencia de todas observaciones. Estos autores muestran cómo la existencia de correlación en sección cruzada de los BHAR tiene un efecto trascendental sobre la credibilidad de las inferencias realizadas mediante la metodología tradicional, ya que al realizar una corrección aproximada de los estadísticos *t* para tres muestras distintas de sucesos (fusiones, ofertas públicas subsiguientes y recompras de acciones) obtienen que los estadísticos *t* pasan de -6.05 (OPS) y 4.86 (recompras) a -1.49 y 1.91, respectivamente, indicando la inexistencia de rendimientos anormales estadísticamente significativos a largo plazo.²⁴

Aunque buena parte de los sesgos que afectan a la estimación de $\overline{\text{BHAR}}$ como consecuencia de las pobres propiedades estadísticas de los BHAR individuales [Barber y Lyon (1997), Kothari y Warner (1997) y Lyon *et al.* (1999)] pueden mitigarse con el empleo de muestras grandes y la

²³ En posteriores secciones exponemos con más detalle las propuestas de Barber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999).

²⁴ Las muestras de OPS y recompras consisten en 4,911 y 2,421 sucesos, respectivamente, ambas para el periodo 1958-1993. Para mayores detalles en relación con la incidencia de la correlación en sección cruzada, véase la tabla 6 (pág. 307) de su trabajo.

cuidadosa construcción de las carteras de referencia, los problemas asociados con la correlación en sección cruzada de los BHAR en muestras no aleatorias son de difícil corrección. Así lo reconocen trabajos como los de Lyon *et al.* (1999), Mitchell y Stafford (2000) y Brav (2000) cuando presentan metodologías que, aunque la reducen, no son capaces de eliminar la mala especificación de los contrastes. Por lo que se refiere al método del *bootstrapping*, tampoco éste es capaz de resolver el problema de dependencia. Como señalan Mitchell y Stafford (2000), ello se debe a que la generación de una distribución empírica mediante submuestras aleatorias no es capaz de capturar la estructura de la matriz de varianzas–covarianzas de la muestra de empresas.

No obstante los problemas que hemos señalado asociados a la estimación del mal comportamiento a largo plazo mediante la estrategia de *comprar y mantener*, se continúan realizando esfuerzos en la literatura en favor de su superación. Así, Cowan y Sergeant (2001) estudian cómo los diferentes tipos de sesgos interactúan en la especificación de los contrastes en función del tamaño de la muestra y la amplitud de la ventana empleada. Como resultado de sus simulaciones, proponen para la mejora de la calidad de las inferencias la *winsorización* de las observaciones a tres veces su desviación típica,²⁵ el emparejamiento de las empresas de la muestra con carteras de referencia según las características tamaño y cociente VC/VM y el empleo de un contraste de diferencia de medias de dos grupos. Esta sencilla metodología produce contrastes paramétricos mejor especificados y a menudo más potentes que los contrastes propuestos en la literatura anteriormente [Barber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999)]. Los autores reconocen, sin embargo, que el procedimiento propuesto no está perfectamente especificado en todos los casos y que el proceso de *winsorización* puede no ser del agrado de algunos investigadores al implicar la manipulación de algunas observaciones, aunque tan sólo sea para el cálculo del estadístico. Por el contrario, aducen en su defensa que permite, de una forma razonable, examinar la robustez de los resultados.

Jakobsen y Voetmann (1999), por otro lado, desarrollan una nueva aproximación de la riqueza relativa en la que emplean las propiedades de la distribución log-normal de ésta para la realización de contrastes estadísticos de hipótesis, ya que tal y como habitualmente se había estado calculando desde Ritter (1991) no permitía la realización de contrastes estadísticos.²⁶ En segundo lugar, estos autores descomponen el valor esperado de la riqueza relativa en dos componentes (volatilidad y media transformada), poniendo de manifiesto el sesgo al alza que supone en la media de la riqueza relativa el primero de ellos.²⁷ Según Jakobsen y Voetmann (1999), una vez ajustada

²⁵ Es decir, si el valor (absoluto) de la observación excede tres veces la desviación típica en sección cruzada de las observaciones de la muestra, entonces se le asigna el valor límite (con el signo correspondiente).

²⁶ Véase también Jakobsen y Sørensen (1999).

²⁷ Véase la sección 4.3.3. B para mayores detalles.

por la volatilidad, la media transformada es un estimador contrastable y correcto del comportamiento a largo plazo del título. Haciendo uso de esta metodología, los autores estudian el comportamiento a largo plazo de una muestra de 142 OPI y 413 OPS realizadas en la Bolsa de Copenhague en el periodo 1983-1998. Sus resultados empleando la metodología tradicional indican que en un horizonte de 5 años las OPI y OPS obtienen un rendimiento 27.3% y 21.4% inferior al del mercado. Sin embargo, tras ajustar por el componente de volatilidad, el mal comportamiento se cifra en un 43.7% y un 38.1%, respectivamente.

Pese a los diversos problemas que plantea la metodología de los rendimientos compuestos que hemos sintetizado anteriormente, ésta ha sido ampliamente utilizada en la literatura. Barber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999) defienden la importancia de los BHAR argumentando que “miden de forma precisa la experiencia del inversor”. Sin embargo, esta razón no puede ser suficiente para concentrar toda la atención en esta metodología. Evidentemente, la estrategia de *comprar y mantener* captura la experiencia del inversor cuando compra un título y lo mantiene en cartera durante tres o cinco años. Pero ésta no es el único tipo de experiencia posible. La obtención sistemática de rendimientos mensuales anormales por parte de las empresas de la muestra también es una cuestión relacionada, por ejemplo. Por otra parte, la composición de los rendimientos provoca que el comportamiento anormal crezca con el horizonte de estudio, aun cuando éste sólo se hubiera producido en una pequeña fracción del mismo.²⁸ Este hecho, aunque pueda parecer trivial, no lo es en absoluto, ya que la elección del horizonte de estudio es totalmente arbitraria, analizándose, generalmente, varios horizontes de diferente amplitud con el objeto de investigar hasta cuándo se extiende tras el suceso el comportamiento anormal. Por último, y mucho más importante, no puede obviarse los serios problemas estadísticos comentados. Estamos de acuerdo con Mitchell y Stafford (2000) cuando apuntan que “dado que nuestro objetivo es medir de forma fiable los rendimientos anormales, es imperativo que la metodología permita inferencias estadísticas fiables”.²⁹

2.2.2. Estimación y contraste mediante el método de los rendimientos acumulados

Además de la utilización del rendimiento medio en sección cruzada de los BHAR individuales, la mayor parte de los trabajos iniciales emplea la adición de los rendimientos anormales calculados en el corto plazo (diarios o mensuales), metodología que en la literatura financiera se denomina como *rendimientos anormales acumulados (CAR)*.

²⁸ Así, supóngase que un título genera mensualmente un rendimiento del 1.5%, al igual que una determinada referencia que se emplea de control, y que el horizonte de estudio es de 5 años (60 meses). Si el título presentara un mal comportamiento durante los primeros seis meses del horizonte, generando un rendimiento nulo, el BHAR para una ventana de 12 meses sería de -10.22%, mientras que al cabo del horizonte sería del -20.88%.

²⁹ Mitchell y Stafford (2000, pág. 296).

Aunque el contraste del mal comportamiento a largo plazo mediante CAR puede verse potencialmente afectado por los mismos tres sesgos identificados por Barber y Lyon (1997), comentados anteriormente, Lyon *et al.* (1999) reconocen que los elaborados métodos desarrollados para los BHAR aplicados a los CAR no producen inferencias más correctas que el estadístico t convencional. Ello es debido a que los CAR presentan una menor asimetría que la composición de rendimientos mensuales para la obtención de rendimientos a largo plazo. Por otra parte, esta metodología permite, con mayor facilidad, corregir la existencia de correlación cruzada, como así lo hacen Ritter (1991) o Espenlaub *et al.* (2000).

Sin embargo, y a pesar del mejor y más amplio conocimiento que de los CAR se tenía, el sentimiento generalizado era que “los resultados obtenidos empleando los CAR deberían ser tomados como meramente descriptivos, ya que no representan una estrategia de inversión realista”,³⁰ en contraposición con los BHAR. Esta postura también es defendida por Barber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999), como ya hemos mencionado. En concreto, el apoyo de Barber y Lyon (1997) al empleo de los BHAR en la detección de rendimientos anormales a largo plazo, frente al uso de los CAR, se deriva del análisis que realizan de la relación entre BHAR y CAR, en el que obtienen que los CAR son un estimador sesgado de los BHAR.

2.2.3. Estimación y contraste mediante el método de las carteras de fecha de calendario

La tercera alternativa para la medición del comportamiento a largo plazo que consideramos es la denominada como *carteras de fecha de calendario*. Jaffe (1974) y Mandelker (1974) fueron los primeros en emplear esta aproximación, la cual es vehementemente defendida por Fama (1998) frente a la composición de los rendimientos (BHAR), e incluso al cálculo de rendimientos anormales acumulados.

Este método consiste en la construcción de una cartera compuesta cada mes natural por todas aquellas empresas que en los τ meses anteriores hubieran protagonizado un determinado suceso (una oferta pública de venta en nuestro caso), donde τ hace referencia a la amplitud de la ventana u horizonte de estudio tras el suceso. Con la formación de esta cartera, la correlación en sección cruzada de los rendimientos individuales de las empresas del suceso es tenida en cuenta de forma automática en la varianza de la cartera en cada uno de los 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. Así, las dos variantes más comunes del método de las carteras de fecha de

³⁰ Ikenberry *et al.* (1995, pág. 188).

calendario en la literatura son (i) la regresión en serie temporal de una cartera compuesta por las empresas protagonistas del suceso con el modelo de tres factores desarrollado por Fama y French (1993), siendo la estimación de la constante del modelo de regresión una medida del rendimiento anormal medio mensual de la cartera,³¹ que bajo la hipótesis nula de la no presencia de comportamiento anómalo es cero, dado el modelo; y (ii) la estimación del rendimiento anormal mensual promedio de la serie de rendimientos anormales mensuales respecto de alguna referencia o control (\overline{MAR}).

Loughran y Ritter (1995), Brav y Gompers (1997), Brav *et al.* (2000) y Mitchell y Stafford (2000) estudian el comportamiento a largo plazo de las OPV con la primera de las variantes. En todos los trabajos se hace referencia a la dificultad que introduce en el anterior contraste el problema de la mala especificación del modelo. Esta alusión es inevitable, ya que Fama y French (1993) muestran que su modelo de tres factores no es capaz de explicar completamente los rendimientos medios de carteras construidas según tamaño y cociente VC/VM, que son las dimensiones de los rendimientos medios para las que el modelo está diseñado.³² Este resultado sugiere que la hipótesis nula (constante igual a cero del modelo de regresión) puede ser problemática cuando la muestra presenta características que el modelo no es capaz de valorar correctamente. Es el caso de las OPI en el mercado norteamericano. El modelo de tres factores de Fama y French (1993) tiene problemas para valorar empresas pequeñas con cocientes VC/VM bajos [Fama y French (1993), Mitchell y Stafford (2000)]. Dado que la mayor parte de las empresas que realizan una OPI en el mercado norteamericano poseen las anteriores características, el mal comportamiento a largo plazo detectado puede argumentarse no como efecto del suceso *per se*, sino como un resultado espurio consecuencia de la mala especificación del modelo de valoración [Brav y Gompers (1997)].

Como respuesta a los problemas relacionados con la especificación del modelo de Fama y French (1993), Brav *et al.* (2000) y Eckbo *et al.* (2000) estudian el comportamiento a largo plazo de las emisiones de títulos haciendo uso de distintos modelos. Así, Brav *et al.* (2000) emplea una extensión del modelo de tres factores de Fama y French (1993) realizada por Carhart (1997), quien argumenta que un cuarto factor puede incrementar el poder explicativo del modelo de Fama y French (1993) para el caso de los rendimientos de los fondos de inversiones. El cuarto factor que introduce Carhart (1997), denominado *momentum*, se inspira en la observación empírica [Jegadeesh y Titman (1993)] de que las empresas que presentan elevados rendimientos un año, continúan teniéndolos al año siguiente. La extensión del modelo, no obstante, continúa presentando limitaciones para explicar los rendimientos de todas las carteras construidas según las características

³¹ Esta medida tiene un papel análogo a la del *alfa de Jensen* en el contexto del CAPM [véase Jensen (1968)].

³² En este sentido, véase también la tabla 7 (pág. 310) de Mitchell y Stafford (2000).

tamaño y cociente VC/VM. Cuando emplean este modelo en su muestra de OPI y OPS,³³ el mal comportamiento estadísticamente significativo detectado en los cinco años posteriores a la emisión que aparece con el modelo de Fama y French (1993) desaparece en el caso de las OPI, persistiendo, aunque en una menor cuantía y nivel de significación, en el caso de las OPS. El mal comportamiento de éstas últimas deja de ser estadísticamente significativo cuando purgan la construcción de los factores y reconstruyen el factor HML del modelo de Fama y French (1993) excluyendo las empresas del NYSE.³⁴

Eckbo *et al.* (2000), por su parte, emplean un modelo de seis factores³⁵ consistente con el modelo APT de Ross (1976), Chamberlain (1988) y el modelo intertemporal de Merton (1973). Mediante el empleo de este modelo, no detectan rendimientos anormales estadísticamente significativos tanto para carteras equiponderadas como ponderadas de OPS en los cinco años posteriores a la emisión,³⁶ en contraposición con el modelo de Fama y French (1993) y el de Connor y Korajczyk (1988) quienes sí presentan, para su muestra, cierta evidencia de mal comportamiento en el caso de una cartera equiponderada de emisiones realizadas por empresas del NASDAQ.³⁷ Eckbo *et al.* (2000) concluyen que su modelo aporta evidencia de que el mal comportamiento detectado tras las OPS por anteriores trabajos es debido a que en ellos no se controla de forma adecuada las fuentes de riesgo de las empresas que realizan una OPS. En concreto, señalan que el empleo de una empresa (cartera) de control para la estimación de los rendimientos anormales es inadecuado debido a que, por una combinación de efectos,³⁸ las empresas que realizan una OPS presentan un menor riesgo tras la emisión, lo cual conduce a una reducción de sus rendimientos esperados en relación con su control.

Mitchell y Stafford (2000) realizan, en este contexto, un experimento con el fin de obtener una visión más clara de cuál es el efecto que las deficiencias del modelo de tres factores de Fama y French (1993) tienen sobre las tres muestras que analizan en su trabajo. En concreto, descomponen

³³ La muestra de OPI está compuesta por 4,622 casos y la de OPS por 4,526 ofertas realizadas por 2,772 empresas. Ambas muestras abarcan el periodo 1975–1992.

³⁴ Véase Brav *et al.* (2000) para mayores detalles.

³⁵ Los factores de riesgo que incluye su modelo son un índice (ponderado) de mercado, el diferencial de tipos de interés entre los bonos del Tesoro a 20 años y 1 año, el diferencial de tipos de interés entre los pagarés del Tesoro a 90 y 30 días, el cambio en el consumo real per cápita de bienes no duraderos, el diferencial en el rendimiento mensual de bonos de empresa con calificación BAA y AAA, y, finalmente, la inflación no esperada. Véase Eckbo *et al.* (2000) para más detalles.

³⁶ La muestra que emplean está formada por 4,860 OPS y comprende el periodo 1964–1997.

³⁷ El modelo de Connor y Korajczyk (1988) empleado por Eckbo *et al.* (2000) consta de cinco factores extraídos mediante componentes principales de la matriz de covarianzas de los rendimientos del NYSE/Amex para el periodo 1964–1997 y del NASDAQ para el periodo 1974–1997.

³⁸ Aunque las empresas que realizan una OPS presentan un riesgo de mercado un tanto mayor que empresas que no realizan una emisión, tras ésta se produce una disminución del riesgo de la empresa como consecuencia de la reducción del apalancamiento financiero y el incremento de su liquidez en el mercado (medido por el número de títulos en circulación).

la constante en dos componentes: por un lado, el comportamiento anormal esperado, de acuerdo con las características de la muestra (tamaño, cociente VC/VM y frecuencia del suceso en el tiempo); y por otro lado, la cantidad de comportamiento anormal atribuible a otras fuentes, incluido el suceso. La constante esperada, condicionada a la composición de la muestra, es estimada como la constante media de 1,000 regresiones en serie temporal de otras tantas muestras aleatorias compuestas por empresas similares a las del suceso. De esta forma estiman una nueva “constante ajustada” que mide la diferencia entre la constante estimada mediante la cartera de empresas sujetas al suceso y la anterior constante media. Sus resultados indican que una tercera parte del rendimiento anormal medio mensual estimado para las muestras de fusiones y OPS es consecuencia de la mala especificación del modelo y no del suceso. En cualquier caso, y aunque se produce una disminución de su cuantía y del valor de la t asociada, el mal comportamiento de adquisiciones y OPS continua siendo estadísticamente significativo tras realizar el mencionado ajuste.

Aunque el método de regresión en serie temporal resuelve el problema de la dependencia en sección cruzada, puede presentar algunos problemas que deben tenerse en cuenta. En primer lugar, este método asume que los parámetros estimados en las regresiones son constantes a lo largo del tiempo, lo cual resulta poco probable dado que la composición de la cartera cambia cada mes. Por otra parte, el hecho de que distintos sectores tengan estimaciones distintas de los parámetros [Fama y French (1997)] conduce a estimaciones sesgadas cuando la composición de la cartera muestral pasa de concentrarse en un sector a otro. En segundo lugar, como consecuencia del cambio a lo largo del tiempo de la composición de la cartera puede presentarse heteroscedasticidad en el rendimiento anormal, lo cual produce un estimador ineficiente, aunque no sesgado, cuando se estima por mínimos cuadrados ordinarios. En tercer lugar, Loughran y Ritter (2000) identifican tres razones por las que este método tiene un bajo poder para identificar rendimientos anormales. Por un lado, si el mal comportamiento es más intenso en periodos con un elevado número de emisiones (*hot issue market*),³⁹ al ponderar todos los meses por igual, la regresión en serie temporal del horizonte muestral completo⁴⁰ tendrá un bajo poder para detectar un mal comportamiento en los periodos de elevado número de emisiones frente a la ausencia de comportamiento anómalo en los periodos con un bajo número de emisiones. Por otro lado, si el mal comportamiento se da con mayor intensidad entre las empresas pequeñas que en las grandes, la construcción de la cartera muestral equiponderada debería generar una estimación del rendimiento anormal medio mensual mayor que si se emplea una cartera ponderada por el valor de mercado. Dado que existen buenas razones para esperar que la mala valoración sea más común y mayor entre empresas pequeñas que

³⁹ Véase Loughran y Ritter (1995).

⁴⁰ Si el objetivo es analizar el comportamiento del título en los τ meses posteriores al suceso, el horizonte muestral comienza en la fecha de la primera emisión en el calendario y termina τ meses después de la última.

entre empresas grandes,⁴¹ entonces la ponderación por el valor de mercado provoca un infraestimación de los rendimientos anormales. La tercera razón está directamente relacionada con el empleo de una referencia para la estimación de los rendimientos anormales que a su vez está contaminada con algunas de las empresas que se pretenden analizar. En este punto, Loughran y Ritter (2000) argumentan que si el modelo de Fama y French (1993) se considera como un modelo de equilibrio, como así lo hace Fama (1998), entonces no es apropiado purgar los factores tamaño y valor contable–valor de mercado de empresas de la muestra, como es el caso del factor cartera de mercado. Sin embargo, si no se acepta como modelo de equilibrio, entonces afirman que es legítimo purgar la construcción de los factores, al igual que es razonable purgar las referencias cuando se emplea el método de la composición de los rendimientos (BHR), por ejemplo, ya que cuando se pretende contrastar una anomalía es empíricamente lícito determinar si un comportamiento es distinto de otros comportamientos en sección cruzada detectados empíricamente o si bien es una simple manifestación de éstos.

El método del rendimiento anormal mensual medio es similar al del método de la regresión en serie temporal al calcularse los rendimientos anormales para cada mes natural, incorporando la varianza de la cartera la correlación cruzada de los rendimientos anormales individuales de las empresas que la forman. Esta aproximación presenta dos ventajas a la hora de realizar el contraste estadístico de la existencia de rendimientos anormales significativos tras la emisión cuando los rendimientos anormales se estandarizan cada mes con una estimación de la desviación típica de la cartera en ese mes: por un lado, la estandarización de los rendimientos anormales mensuales permite corregir por heteroscedasticidad, y, por otro lado, al estandarizar se pondera con mayor peso los periodos de mayor actividad emisora que los periodos con baja actividad como consecuencia de que la varianza residual de la cartera decrece con el tamaño de la misma, *ceteris paribus*.

Para finalizar, es necesario realizar un último apunte en relación con el bajo poder del método de las carteras de fecha de calendario argumentado por Loughran y Ritter (2000). Mitchell y Stafford (2000) aportan evidencia de que el método de las carteras de fecha de calendario tiene más poder para detectar mal comportamiento que la aproximación BHAR tras tomar en consideración la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales individuales, en contraposición con lo que sostienen Loughran y Ritter (2000).

⁴¹ En la próxima sección comentamos estas razones.

2.3. *El esquema de ponderación de los rendimientos anormales*

Si la mala valoración tras el suceso tuviera la misma intensidad tanto para las empresas pequeñas como para las grandes, entonces la estimación del rendimiento anormal sería la misma bajo cualquiera de los dos esquemas: equiponderando los rendimientos o ponderándolos por el valor de mercado. Sin embargo, bajo un esquema de rendimientos equiponderados los resultados muestran rendimientos anormales negativos significativos durante largos periodos tras un determinado suceso, mientras que la significatividad e incluso el signo negativo desaparecen cuando el esquema es ponderado.

En este punto surge una disyuntiva. Desde un punto de vista económico existen razones que justifican el que la mala valoración sea más intensa entre las empresas pequeñas que en las grandes. Brav y Gompers (1997) argumentan que es más probable que las asimetrías informativas se den en las empresas pequeñas como consecuencia (i) del escaso seguimiento por parte de las firmas de bolsa de este tipo de empresas y la consiguiente falta de información,⁴² y (ii) por el predominio de inversores individuales debido a la existencia de barreras para los inversores institucionales. Incluso en el caso de que la mala valoración afectara indiferentemente a las empresas pequeñas y grandes, el proceso de ajuste en el precio potencialmente se extendería más en el tiempo como consecuencia del predominio ya comentado de inversores individuales y las propias características en la negociación de las empresas pequeñas (como horquillas más amplias que las grandes empresas) que conllevan costes de negociación mayores [Hensler (1998), Loughran y Ritter (2000)].

Por otra parte, dado que un esquema de equiponderación da un mayor peso a las empresas pequeñas, las inferencias están expuestas con mayor intensidad al problema de la mala especificación del modelo generador de rendimientos normales. Además, Loughran y Ritter (2000) sostienen que la elección del esquema de ponderación es importante en relación con el poder del contraste estadístico. Como señalan Brav *et al.* (2000), en el caso de considerar exclusivamente el poder del contraste, entonces se impone el uso de un esquema equiponderado si la hipótesis sugiere que las empresas pequeñas son más susceptibles de ser infravaloradas que las grandes. En este sentido, Loughran y Ritter (2000) apuntan que si lo que se intenta medir es el rendimiento anormal de la empresa media tras un determinado suceso, entonces cada empresa debería estar igualmente ponderada. Alternativamente, si el objetivo es cuantificar el cambio medio de la riqueza del inversor tras el suceso, Brav *et al.* (2000) apuntan que el método correcto es ponderar las empresas de la muestra por el valor de mercado.

⁴² Véase *Expansión*, 3 de febrero de 2001.

En cualquier caso, el procedimiento habitual en la literatura es presentar los resultados bajo ambos esquemas, fundamentalmente con el objetivo de destacar las diferencias en sección cruzada que puedan existir.

3. Descripción de los datos

3.1. Selección de la muestra

Para la realización de este trabajo contamos con todas las OPV realizadas por emisores no extranjeros en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 1999. El número total de ofertas realizadas en el mencionado periodo fue de 70, de las que 32 son subsiguientes (OPS), realizadas éstas por 22 empresas. Los datos han sido obtenidos de la CNMV, el diario Expansión y de Arcas y Ruiz (1999).

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 ausencia de este dato, por el precio minorista. De la observación de la tabla merecen ser destacados dos interesantes datos. Por un lado, que el volumen de fondos que han supuesto las OPS es notoriamente superior al que ha implicado las OPI, independientemente del número de emisiones realizadas en cada caso. Así, si se comparan los gráficos 1 y 2 puede observarse cómo incluso en el año 1999 en el que el número de OPI prácticamente triplicó al de OPS, el volumen de fondos de las primeras apenas alcanzó el 50% del total. Por otro lado, es interesante destacar la distinta evolución, en cuanto al número, que han experimentado las ofertas iniciales y subsiguientes. De este modo, mientras que 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.

A partir de esta base de datos, definimos una ventana de 36 meses posteriores a la realización de la OPS y excluimos aquellas ofertas realizadas por la misma empresa que presenten solapamiento.⁴³ De esta forma eludimos un problema común en los estudios que analizan los rendimientos anormales a largo plazo tras un determinado suceso como consecuencia del solapamiento del periodo de cálculo de los rendimientos para una misma empresa. Como

⁴³ La ventana comienza el mes siguiente al de la oferta. Lógicamente, la amplitud de esta ventana coincide con el horizonte temporal más amplio que va a ser estudiado.

demuestran Lyon *et al.* (1999), la ausencia de independencia generada por rendimientos calculados respecto de periodos solapados produce contrastes estadísticos mal especificados. Según estos autores, la única solución posible para esta fuente de sesgo es purgar la muestra de observaciones con rendimientos solapados.

TABLA 1. Distribución anual de las ofertas públicas iniciales y subsiguientes. La tabla recoge todas las ofertas públicas de venta realizadas en el SIBE por emisores no extranjeros desde enero de 1993 hasta diciembre de 1999 y el valor total de las emisiones expresado en millones de euros de 1993. El valor nominal de la emisión se ha calculado como el número de acciones emitidas por el precio medio, o en su defecto, el precio minorista de la OPV, mientras que el valor real de la emisión se ha obtenido mediante el deflactor del PIB.

	OPI		OPS		Total OPV	
	Núm.	Valor	Núm.	Valor	Núm.	Valor
1993	1	713.50	2	1,726.35	3	2,439.85
1994	4	363.47	6	1,598.00	10	1,961.47
1995	1	60.74	5	2,282.10	6	2,342.84
1996	4	321.90	4	1,701.52	8	2,023.42
1997	8	1,360.61	6	8,512.86	14	9,873.47
1998	9	654.32	5	9,238.04	14	9,892.36
1999	11	4,585.01	4	4,980.53	15	9,565.54
Total	38	8,059.55	32	30,039.40	70	38,098.95

Fuente: elaboración propia a partir de la CNMV, diario Expansión, Arcas y Ruiz (1999) y Banco de España.

GRÁFICO 1. Porcentaje que cada año representan las ofertas públicas iniciales y subsiguientes respecto del total.

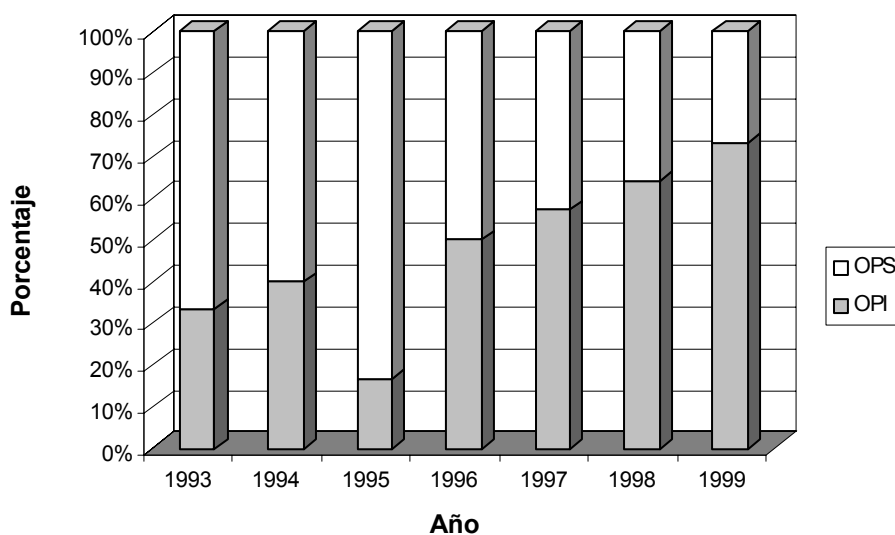
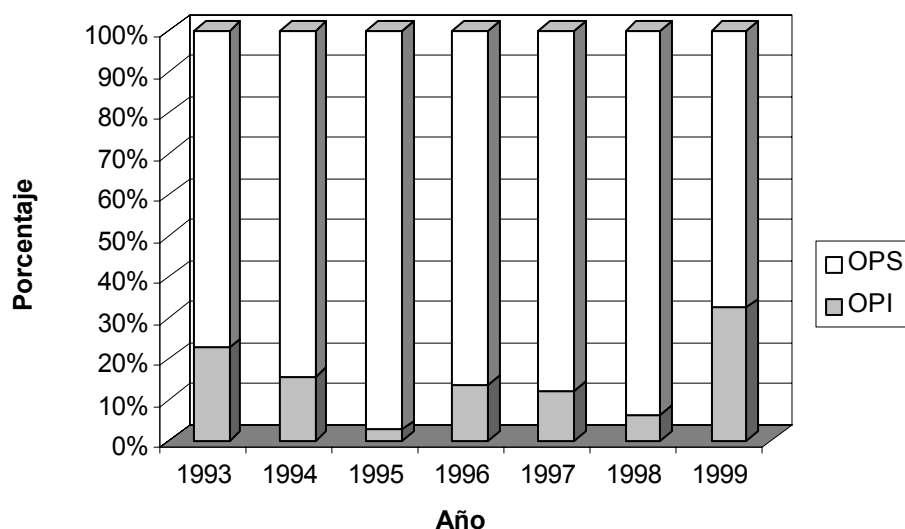


GRÁFICO 2. Porcentaje que cada año representa el valor total de la emisión de las ofertas públicas iniciales y subsiguientes respecto del total.



Tras la aplicación de este criterio la muestra, que abarca el periodo muestral desde 1994 hasta 1999, se reduce a 15, habiendo sido realizadas por otras tantas empresas. Tras la aplicación del anterior criterio, en la tabla 2 se muestra la distribución anual y el valor (expresado en millones de euros de 1993) tanto de las OPS como de la totalidad de OPV.

TABLA 2. Distribución anual de las ofertas públicas subsiguientes. La tabla recoge tanto las OPS como la totalidad de OPV realizadas en el SIBE por emisores no extranjeros en el periodo 1994–1999, excluidas las ofertas posteriores a un suceso en una ventana de tres años, y el valor total de las emisiones expresado en millones de euros de 1993. El valor nominal de la emisión se ha calculado como el número de acciones emitidas por el precio medio, o en su defecto, el precio minorista de la OPV, mientras que el valor real de la emisión se ha obtenido mediante el deflactor del PIB.

	Subsiguientes		Total OPV	
	Núm.	Valor	Núm.	Valor
1994	4	1,262.99	6	1,569.49
1995	1	71.84	2	132.58
1996	2	219.97	5	484.45
1997	3	500.57	11	1,861.18
1998	3	1,637.64	12	2,291.96
1999	2	193.35	13	4,778.36
Total	15	3886.36	49	11,118.02

Como se observa en la tabla 2 han sido eliminados más del 50% de los casos de OPS, los cuales representan el 87% del valor de todas las emisiones subsiguientes realizadas. De estos datos se desprende la elevada concentración que se ha producido en las emisiones por lo que respecta tanto a su número, su distribución temporal, pero fundamentalmente respecto a la cuantía de las

mismas. De esta forma, del total de fondos demandados al mercado (en unidades monetarias constantes de 1993), cuatro empresas (Argentaria, Endesa, Repsol y Telefónica) concentran el 71% de las emisiones, suponiendo el 20% del número de OPV realizadas.

3.2. *Características de la muestra*

Brav y Gompers (1997), Fama (1998) y Brav *et al.* (2000) aducen que la mala evolución de las OPV se debe a que éste es un comportamiento típico de las empresas pequeñas y con un 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 la clasificación tamaño y cociente VC/VM. No obstante, y con el objeto de establecer si la composición de la muestra se haya sesgada en algún sentido respecto de la composición del mercado, las tablas 3, 4 y 5 presentan información acerca de la distribución de las empresas del SIBE de acuerdo con los parámetros antes mencionados para el periodo que abarca desde junio de 1994 hasta junio de 2000.

Para la realización de este análisis, procedemos de forma análoga a la construcción de las carteras de Fama y French (1993). Así, en junio de cada año dividimos la totalidad de empresas que se negocian en el SIBE, a excepción de los emisores extranjeros, en tres grupos en función de su tamaño (grande, mediano y pequeño), calculado como el número de acciones admitidas a circulación multiplicado por el precio de cierre a 30 de junio.⁴⁴ En el primer grupo se incluye el 30% de las empresas de mayor tamaño; en el tercero, el 30% de las empresas de menor tamaño; quedando el 40% restante asignadas al grupo de empresas medianas. En la misma fecha, repetimos la anterior división pero ahora en función del cociente VC/VM (cociente alto, medio y bajo), calculado éste como el cociente entre el valor contable de los fondos propios a la fecha del cierre del balance⁴⁵ y el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre.^{46,47} A continuación, las carteras anteriormente formadas se interseccionan.⁴⁸ De esta forma cada empresa queda asignada a un grupo.

⁴⁴ Los datos necesarios se han obtenido de Sociedad de Bolsa, S.A., la página *web* de Bolsa de Madrid y los diarios *Expansión* y *Cinco Días*.

⁴⁵ La información contable se ha obtenido de la base de datos SABI, la página *web* de Bolsa de Madrid, 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.

⁴⁶ En el cálculo del cociente VC/VM en diciembre de cada año hemos excluido aquellas empresas cuyos fondos propios tenían valor negativo.

⁴⁷ Se ha empleado el valor contable del año fiscal más reciente. Si el final del año fiscal tiene lugar entre enero y mayo, empleamos el valor contable de los fondos propios correspondiente al año fiscal anterior.

⁴⁸ Para más detalles, véase Fama y French (1993, pp. 8–9).

TABLA 3. Número de empresas medio anual en cada una de las nueve carteras en que se divide el SIBE para el periodo junio de 1994 – junio de 2000.

		TAMAÑO		
		Pequeñas	Medianas	Grandes
COCIENTE VC/VM	Bajo	6.14	11.43	20.29
	Medio	12.00	25.00	13.00
	Alto	16.86	15.57	5.29

TABLA 4. Peso medio anual (en tanto por cien) del número de empresas que representa cada cartera respecto del total de empresas del SIBE para el periodo junio de 1994 – junio de 2000.

		TAMAÑO		
		Pequeñas	Medianas	Grandes
COCIENTE VC/VM	Bajo	4.96	9.05	16.13
	Medio	9.57	19.85	10.41
	Alto	13.32	12.53	4.18

TABLA 5. Porcentaje medio anual del valor de mercado que representa cada cartera respecto del valor de mercado total para el periodo junio de 1994 – junio de 2000.

		TAMAÑO		
		Pequeñas	Medianas	Grandes
COCIENTE VC/VM	Bajo	0.25	2.17	52.19
	Medio	0.46	5.09	28.61
	Alto	0.51	2.87	6.78

Como se desprende de las tablas 3 y 4, el mayor número medio de empresas del SIBE se acumula, curiosamente, en la cartera de tamaño medio y cociente medio. Por otra parte, las empresas pequeñas presentan cocientes VC/VM altos y medios, en contraposición con las empresas grandes, en las que predominan las empresas con cocientes VC/VM altos. Esto implicaría que la mayor parte de las empresas pequeñas del SIBE se hallarían inmersas en negocios con pocas expectativas de crecimiento, mientras que en el caso de las empresas grandes nos encontraríamos en el caso contrario. Por otra parte, obsérvese (tabla 5) la importante asimetría que existe por lo que se refiere a la distribución del valor de mercado entre los diferentes grupos, ya que éste se concentra en un 80% en las carteras de empresas grandes y cocientes VC/VM bajos y medios.

La tabla 6 presenta la distribución de la muestra en función de las características tamaño y cociente VC/VM tras asignar cada empresa que ha realizado una OPS a un grupo. Como se observa, la distribución de la muestra de OPS sigue unas pautas similares a las que presenta el mercado: las empresas grandes tienen mayoritariamente un cociente VC/VM bajo, mientras que las pequeñas presentan un cociente alto. Asimismo, y de forma análoga al mercado, destaca la importancia del grupo formado por las empresas medianas con un cociente VC/VM medio. Por último, debemos

subrayar que no existe un predominio de empresas pequeñas con bajos cocientes VC/VM, como ocurre con trabajos realizados en otros mercados, por lo que si existen rendimientos anormales negativos éstos no podrían atribuirse a un sesgo en la composición de las muestras.

TABLA 6. Distribución de la muestra de ofertas públicas de venta subsiguientes 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.

		TAMAÑO			Total
		Pequeñas	Medianas	Grandes	
<i>PANEL A: DISTRIBUCIÓN</i>					
COCIENTE VC/VM	Bajo	—	1	3	4
	Medio	1	4	2	7
	Alto	2	2	—	4
	TOTAL	3	7	5	15
<i>PANEL B: PESO</i>					
COCIENTE VC/VM	Bajo	—	6.67	20.00	26.67
	Medio	6.67	26.67	13.33	46.67
	Alto	13.33	13.33	—	26.67
	Total	20.00	46.67	33.33	100.00

Por lo que respecta a la distribución sectorial de la muestra, ésta se presenta en la tabla 7. 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.⁴⁹ La distribución sectorial de las OPS es importante por dos motivos: por un lado porque la concentración de ofertas en un mismo sector puede conducir a problemas de dependencia en sección cruzada en la estimación de los rendimientos a largo plazo [Mitchell y Stafford (2000)]; 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 7, y pese al reducido tamaño de la muestra, sí parece existir una cierta concentración de las OPS en los sectores de alimentación y construcción, con tres casos en cada uno. Por consiguiente, es posible que la muestra de OPS esté afectada por el problema de dependencia en sección cruzada, lo cual es analizado, más adelante, en la sección 4.2.

⁴⁹ Sociedad de Bolsas, S.A. distingue 28 sectores de actividad. Tan sólo presentamos los sectores para los que existe algún caso.

TABLA 7. Distribución de la muestra de ofertas públicas subsiguientes por sectores de actividad.

SECTOR	OPS
Electricidad y gas	2
Metálicas básicas	1
Químicas	1
Transformados productos metálicos	1
Alimentación, bebidas y tabaco	3
Industria manufacturera	1
Papel y madera	1
Construcción	3
Aparcamientos y autopistas	1
Seguros	1

4. Comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas de venta

En esta sección presentamos y analizamos el comportamiento de los rendimientos de las ofertas públicas subsiguientes para los siguientes tres horizontes temporales: 12, 24 y 36 meses. De esta forma, pretendemos cubrir la evolución bursátil de las empresas que realizan una OPS desde el corto plazo (un año) hasta el largo plazo (tres años).

Como ya hemos comentado, los problemas derivados de la medición y contraste de los rendimientos a largo plazo conduce inevitablemente a la necesidad de estudiar la robustez de los resultados obtenidos mediante la utilización de diversos métodos tanto para la estimación de los rendimientos anormales como para su contrastación estadística. En este sentido, esta sección ha sido organizada según las distintas aproximaciones comentadas en la sección 3: rendimientos compuestos (BHAR y riqueza relativa), rendimientos acumulados (CAR) y carteras de fecha de calendario (regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993) y el rendimiento anormal mensual medio). El anterior orden no es casual, sino que obedece a la confianza depositada en ellos. En cada apartado presentamos detalladamente el cálculo de los rendimientos y la especificación de los contrastes.

No obstante, antes de estudiar el comportamiento a largo plazo de las OPS, especificamos las referencias o controles empleados para la generación del rendimiento anormal en aquellas aproximaciones que emplean el modelo basado en las características de la empresa, a saber: BHAR, riqueza relativa, CAR y rendimiento anormal mensual medio; y, a continuación, analizamos el problema de la dependencia en sección cruzada.

4.1. Referencias empleadas para la medición del comportamiento anormal de las ofertas públicas de venta subsiguientes

En este trabajo hemos empleado varias referencias o controles para medir el comportamiento a largo plazo de las OPS, hecho éste común en la literatura. La razón de emplear una variedad de controles viene dada, por un lado, por la anterior discusión acerca del verdadero modelo generador de rendimientos esperados; y, por otro lado, por los problemas que afectan al poder y a la correcta especificación de los contrastes estadísticos para la detección del mal comportamiento a largo plazo.

Como es habitual en la literatura, al menos uno de los controles es un índice amplio de mercado. Para ello, hemos seleccionado el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) ya que en su elaboración se corrige por dividendos y ampliaciones de capital, evitando así que los rendimientos anormales estén sesgados positivamente en el caso de que el índice no estuviera corregido.

Además del anterior índice, parece razonable comparar el comportamiento de las OPV con carteras construidas en función de las características tamaño y cociente VC/VM dada la evidencia de Fama y French (1992, 1993) en el mercado norteamericano de que dichas características se muestran como importantes determinantes de la sección cruzada de los rendimientos. No obstante, la evidencia en el mercado español a este respecto no es concluyente. Así, si bien Rubio (1986) como Gómez y Marhuenda (1998) detectan una relación negativa y significativa entre tamaño y rendimiento, García-Ayuso y Rueda (1998) hallan que el cociente VC/VM no es significativo en la explicación de los rendimientos, mientras que Cuéllar y Lainez (1999) sí encuentran una relación significativa pero de signo contrario al de otros mercados. Más recientemente, Nieto (2001) obtiene resultados contradictorios respecto de los factores tamaño y cociente VC/VM. Así, mientras que de los análisis en serie temporal se desprende que estos factores podrían considerarse como buenas aproximaciones de factores de riesgo comunes explicativos del rendimiento de los activos en el contexto del modelo de tres factores de Fama y French (1993), cuando analiza la capacidad de explicación de las betas de los tres factores en sección cruzada obtiene que ninguna de ellas se muestra como relevante. Pese a todo ello, y al igual que otros estudios realizados en el mercado español que emplean rendimientos a largo plazo [Álvarez y González (2001) y Martín y Pastor (2001)], empleamos las características tamaño y cociente VC/VM para crear nueve carteras de las que asumiremos que representan rendimientos esperados. La selección de las empresas que forman cada cartera se ha realizado de forma análoga a la descrita en la sección 3.2. Para evitar el problema de la contaminación de las carteras discutido en Loughran y Ritter (2000), no incluimos en las mismas aquellas empresas que hubieran realizado una OPV en los tres años previos [Brav y Gompers (1997), Loughran y Ritter (2000) y Brav *et al.* (2000), entre otros].

En tercer lugar, emparejamos cada empresa con una cartera representativa de su sector. Esta comparación permite controlar sucesos no esperados que afecten a los rendimientos de sectores enteros de actividad.⁵⁰ Para ello, todas las empresas del SIBE se agrupan en los distintos sectores de actividad definidos por Sociedad de Bolsa, S.A. y que aparecen en sus informes mensuales. Al igual que hemos realizado anteriormente, estas carteras se purgan de empresas que hubieran realizado una OPV en los tres años previos. Dado que la hipótesis económica de interés aquí es el comportamiento del sector de actividad económica, el esquema de ponderación empleado en la construcción de las carteras es el equiponderado.

Por último, empleamos como referencia una empresa de control según las características tamaño y cociente VC/VM. Para su selección seguimos a Baber y Lyon (1997) y Lyon *et al.* (1999). Primero, identificamos todas las empresas que, no habiendo realizado una OPI u OPS en los τ meses anteriores (donde τ es igual a 12, 24 o 36 meses dependiendo de la ventana analizada), tengan un valor de mercado comprendido entre el 70% y el 130% del valor de mercado de la empresa de la muestra. De este conjunto de empresas seleccionamos aquella cuyo cociente VC/VM sea el más próximo al de la empresa de la muestra. Además, imponemos dos requisitos más: primero, exigimos que la empresa seleccionada no puede abandonar el mercado durante los 36 meses posteriores a la fecha de la emisión dado que el emparejamiento se mantiene durante todo el periodo de estudio; y, segundo, la empresa de control seleccionada no puede volver a serlo hasta dejar de estar asignada a una empresa de la muestra.⁵¹

4.2. *El problema de la dependencia en sección cruzada*

Ya hemos comentado que uno de los más serios problemas que afectan a los estudios de sucesos a largo plazo se refiere a la existencia de algún tipo de dependencia en sección cruzada entre los rendimientos anormales de las empresas de la muestra. Este problema se origina como consecuencia del solapamiento temporal de las ventanas de estudio cuando éstas se extienden durante varios años, en ocasiones porque los solapamientos afectan a los rendimientos anormales de una misma empresa que está incluida en la muestra en diferentes momentos del tiempo, pero

⁵⁰ Aunque son varios los trabajos que emplean este control [Ritter (1991), Rajan y Servaes (1993), Spiess y Affleck-Graves (1995) y Brav y Gompers (1997)], Loughran y Ritter (1995) consideran que su uso no es adecuado ya que (i) ello reduciría la posibilidad de detectar el mal comportamiento de las empresas emisoras si éstas disponen sus emisiones aprovechando momentos en los que el mercado valora incorrectamente un determinado sector; y (ii) por la dificultad para encontrar empresas de características similares en un mismo sector.

⁵¹ Aunque Lyon *et al.* (1999) señalan que este emparejamiento produce contrastes estadísticos bien especificados, algunos autores desaprueban su uso, bien porque en el proceso de emparejamiento se produce algún tipo de sesgo al incluir los títulos provenientes del mercado NASDAQ [Brav y Gompers (1997), Brav *et al.* (2000), Eckbo *et al.* (2000)], bien porque la volatilidad del rendimiento de la referencia es mayor que cuando se emplea una cartera de referencia [Jegadeesh (2000)]. Stele *et al.* (2000) encuentran que en el caso de estudios con un reducido número de observaciones (situación habitual en los trabajos europeos) es más apropiado el uso de una cartera de control que el de una empresa de control.

también como resultado de otros tipos de dependencias, como la que se da entre las empresas de un mismo sector de actividad [Collins y Dent (1984), Sefcik y Thompson (1986), Bernard (1987)].

En esta sección realizamos un sencillo análisis, similar al de Bernard (1987), que nos va a permitir entrever la magnitud del problema. En concreto, y dada la evidencia obtenida por Bernard (1987), estudiamos la magnitud de la dependencia sectorial y si la amplitud del periodo de cálculo del rendimiento no es neutral en cuanto a la magnitud de la dependencia. La muestra de empresas sobre la que realizamos el análisis está compuesta por todas aquellas empresas que permanecieron ininterrumpidamente en el SIBE desde enero de 1991 hasta diciembre de 2000. El tamaño de la muestra es de 63 empresas. Para el desarrollo del estudio, estimamos, en primer lugar, el modelo de mercado mediante mínimos cuadrados ordinarios para cada una de las empresas de la muestra tanto con rendimientos mensuales como anuales, siendo el índice de mercado empleado el IGBM. A continuación, calculamos el coeficiente de correlación contemporáneo entre los residuos de (i) las empresas que pertenecen a un mismo sector de actividad económica y (ii) todas las empresas de la muestra. Los sectores de actividad se han definido de acuerdo con la clasificación que presenta Sociedad de Bolsas, S.A. en sus informes mensuales.

Los resultados obtenidos se muestran en la tabla 8, los cuales son consistentes con los de Bernard (1987) y Mitchell y Stafford (2000). En el panel A presentamos las características de la muestra. En el panel B se recogen algunos estadísticos referidos a las medias de las correlaciones intra-sectoriales. Los estadísticos que aparecen en el panel C se han calculado a partir de las correlaciones entre las empresas individuales de la muestra. Como se observa, la media de las correlaciones medias (gran media) intra-industria duplica ampliamente la correlación media de las empresas individuales, poniendo de manifiesto que el grado de correlación cruzada entre sectores es pequeño en relación con la correlación cruzada intra-sectorial, ello con independencia de la amplitud del periodo de cómputo. De esta forma, cuando el rendimiento tiene una base temporal mensual la gran media de las correlaciones cruzadas intra-sectoriales es de 0.24, frente a un valor medio de las correlaciones individuales del 0.09. Cuando los rendimientos son anuales, los valores medios que obtenemos son de 0.30 y 0.13, respectivamente.

Por otra parte, de la tabla 8 se desprende que el grado de correlación cruzada se incrementa cuando el periodo de cómputo del rendimiento se amplía de periodos mensuales a periodos anuales, tanto por lo que respecta a la gran media de las correlaciones intra-sectoriales como a la media de las correlaciones individuales. Así, la correlación cruzada intra-sectorial media pasa de 0.24 a 0.30 (panel B) cuando el periodo de cómputo se amplía de mensual a anual, mientras que la correlación individual media pasa de 0.09 a 0.13 (panel C). De forma similar, nos encontramos con un incremento en la desviación típica de las medias de la correlación cruzada intra-industria cuando el periodo de cómputo se amplía, aunque en este caso el incremento es mucho más importante (de 0.13 a 0.28 –panel B– y de 0.16 a 0.37 –panel C).

TABLA 8. Análisis de la magnitud de la correlación cruzada intra-sectorial y de la amplitud de la base temporal en el cálculo del rendimiento. La muestra consta de las 63 empresas que permanecieron en el SIBE ininterrumpidamente desde enero de 1991 hasta diciembre de 2000. Todas las correlaciones se refieren a los residuos del modelo de mercado estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios tomando como índice de mercado el IGBM.

Panel A: Descripción de los datos		
Periodo de análisis	1991 – 2000	
Número de:		
Empresas	63	
Sectores	13	
Nº medio de empresas por sector	4.85	
Mediana	3.00	
Nº mínimo de empresas por sector	2	
Nº máximo de empresas por sector	14	
	INTERVALO	
	Mensual	Anual
Panel B: Estadísticos de las medias de correlaciones intra-sectoriales		
Gran media	0.24	0.30
Mediana	0.23	0.26
Desviación típica	0.13	0.28
Mínimo	0.03	-0.15
Máximo	0.50	0.76
Panel C: Estadísticos de las correlaciones individuales		
Media	0.09	0.13
Mediana	0.08	0.14
Desviación típica	0.16	0.37
Mínimo	-0.31	-0.86
Máximo	0.63	0.98

De la evidencia aportada en este análisis podemos extraer la existencia de un problema potencial cuando el estadístico empleado para la contrastación de la hipótesis de ausencia de mal comportamiento tras la realización de una OPV no incorpore la presencia de dependencia. El problema es más severo en la medida en que las OPV se concentren por sectores de actividad y en determinados momentos del tiempo. Como resultado del solapamiento durante amplios intervalos de tiempo, los rendimientos anormales estimados sufrirán de falta de independencia, conduciendo a que el estadístico t esté sesgado al alza (error tipo I).

4.3. Análisis a través del método de rendimientos compuestos

Como ya hemos comentado anteriormente, la utilización de los rendimientos anormales en una estrategia de *comprar y mantener* se ha convertido en la forma estándar de medir los rendimientos anormales a largo plazo. El rendimiento anormal así calculado mide el rendimiento pluriperiodal medio de una estrategia consistente en invertir en todas las empresas que hayan realizado un determinado suceso (una oferta pública de venta, en nuestro caso) y vender al final de un horizonte temporal predeterminado, frente a una estrategia comparable empleando una referencia.

La comparación entre el rendimiento de las OPV y el de la referencia se realiza a través de dos expresiones alternativas. En primer lugar, como diferencia entre el rendimiento de una cartera formada por las empresas que han realizado una OPS desde el mes siguiente a la realización de la oferta hasta una fecha futura τ (12, 24 o 36 meses, según la ventana de estudio) y el rendimiento esperado de una cartera construida con el correspondiente control para ese mismo intervalo. Denominamos al rendimiento anormal así calculado como BHAR. En segundo lugar, calculamos la riqueza relativa de la muestra de empresas mediante el cociente del rendimiento en una ventana de τ meses de la cartera formada por las empresas de la muestra entre el rendimiento en la misma ventana de una cartera formada por la referencia.

4.3.1. Cálculo del rendimiento a largo plazo

El rendimiento obtenido mediante la estrategia *comprar y mantener*, que denominamos como BHR, para la empresa i de la muestra durante el periodo de inversión τ (12, 24 y 36 meses, respectivamente) se calcula componiendo su rendimiento mensual desde el mes natural siguiente al de la oferta (s) hasta el final del horizonte considerado ($s+\tau$):

$$\text{BHR}_{i\tau} = \left[\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{it}) \right] - 1, \quad [1]$$

donde R_{it} es el rendimiento de la empresa i de la muestra en el mes t .⁵²

Una consideración especial merece el cálculo de los rendimientos a largo plazo de las carteras de control formadas según el tamaño y el cociente VC/VM. Lyon *et al.* (1999) discuten la trascendencia de la construcción de las carteras de referencia en la mala especificación de los contrastes estadísticos en el contexto de los estudios de suceso tradicionales y el cálculo de los rendimientos anormales a largo plazo. En concreto, plantean como alternativa a la composición del rendimiento medio mensual de la cartera, método que, por otra parte, es el comúnmente empleado en la literatura, el cálculo del rendimiento a largo plazo de la cartera de control como la media del rendimiento compuesto de los títulos individuales que la forman. Aunque posteriormente tan sólo presentamos los resultados correspondientes a la segunda alternativa, hemos estimado el rendimiento anormal siguiendo ambos procedimientos. Los resultados obtenidos son muy similares y en ningún caso las conclusiones se ven alteradas.⁵³ De este modo, en primer lugar calculamos cada mes natural el rendimiento medio ponderado de cada una de las nueve carteras formadas en función de las características tamaño y cociente VC/VM. A partir de las series temporales de

⁵² El rendimiento a largo plazo correspondiente a las referencias IGBM y empresa de control se ha calculado de forma análoga a la expresión [1].

⁵³ Estos resultados están disponibles mediante solicitud al autor.

rendimientos mensuales de las distintas carteras, calculamos el rendimiento a largo plazo componiendo esta media τ meses:⁵⁴

$$\text{BHR}_{p\tau}^{\text{re}} = \left[\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{pt}) \right] - 1, \quad [2]$$

donde $\text{BHR}_{p\tau}^{\text{re}}$ es el rendimiento de la cartera p sobre un horizonte temporal de τ meses que comienza en el mes s , y R_{pt} es el rendimiento de la cartera p en el mes t . El rendimiento así calculado es equivalente a una estrategia consistente en invertir en una cartera ponderada de un determinado tamaño y cociente VC/VM con recomposición anual. Lyon *et al.* (1999) señalan que esta forma de cálculo no refleja de forma adecuada los rendimientos obtenidos en una estrategia pasiva de *comprar y mantener* consistente en invertir en los títulos que conforman la cartera. Ello se debe, por un lado, a que el rendimiento de esta cartera asume reajuste mensual para mantener las ponderaciones;⁵⁵ y, por otro lado, a que incluye las empresas listadas subsiguientemente a la formación de la cartera en el periodo s que pudieran presentar rendimientos anormales negativos de acuerdo con la evidencia existente [Ritter (1991)].

Aunque en nuestro caso estamos libre del segundo de los sesgos al haber purgado la construcción de carteras de ofertas iniciales, sí que nos vemos afectados por el sesgo inducido por el reajuste mensual de la cartera, por lo que hacemos uso del segundo de los métodos de cálculo del rendimiento a largo plazo de la cartera de control que plantean. En este segundo procedimiento se compone, en primer lugar, el rendimiento de los títulos que constituyen la cartera p en s y, a continuación, se calcula su media:

$$\text{BHR}_{p\tau}^{\text{cm}} = \sum_{i=1}^{n_s} w_i \left(\left[\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{it}) \right] - 1 \right), \quad [3]$$

donde n_s es el número de empresas correspondientes a la cartera p que se negocian en el mes s , que, recordemos, es el mes en el que comienza a calcularse el rendimiento a largo plazo, y w_i es la ponderación de la empresa i de acuerdo con su valor de mercado en el mes de junio precedente. El rendimiento así calculado representa una estrategia de inversión pasiva consistente en invertir de forma ponderada en todos los títulos que componen la cartera de referencia en el mes s , esto es, representa una verdadera estrategia de *comprar y mantener*.⁵⁶ De esta forma, se evita invertir en títulos que se incorporan al mercado tras el periodo s , y no se produce reajuste mensual de la

⁵⁴ En cualquiera de los dos procedimientos las carteras se hallan purgadas de emisores, como ya hemos indicado anteriormente.

⁵⁵ El superíndice “re” hace referencia a este hecho.

⁵⁶ Por este motivo denotamos el cálculo del rendimiento con el superíndice “cm”.

cartera. Si una empresa de las que componen la cartera en s sale del mercado tras este mes y antes de $s+\tau$, suponemos que el inversor reinvierte el resultado de su inversión en esta empresa en un índice representativo del mercado [Cowan y Sergeant (2001)]. Esto significa que los rendimientos mensuales ausentes desde la fecha de la salida del mercado hasta $s+\tau$ se rellenan con los rendimientos mensuales del IGBM correspondientes.

Por último, y por lo que respecta al rendimiento a largo plazo de las carteras formadas por sectores de actividad, calculamos para cada mes natural el rendimiento equiponderado de los títulos que la forman y, a continuación, componemos dicha media τ periodos de forma análoga a la expresión [2].

4.3.2. Estimación del comportamiento anormal

Como ya hemos comentado, el análisis del comportamiento de las OPS a largo plazo mediante la composición de los rendimientos se realiza a través de dos procedimientos: rendimientos anormales (BHAR) y riqueza relativa.

4.3.2.1. Cálculo de los rendimientos anormales (BHAR)

Calculamos el rendimiento anormal en un horizonte de τ meses posteriores al suceso para cada una de las empresas de la muestra empleando el rendimiento de las referencias anteriormente comentadas como el rendimiento esperado para ese mismo periodo:

$$\text{BHAR}_{i\tau} = \text{BHR}_{i\tau} - E(\text{BHR}_{\text{CONTROL}, \tau}), \quad [4]$$

El rendimiento anormal de la cartera de OPS se calcula como la media ponderada de los BHAR individuales:

$$\overline{\text{BHAR}}_{\tau} = \sum_{i=1}^N w_i \cdot \text{BHAR}_{i\tau}, \quad [5]$$

donde N es el número de sucesos en la muestra y w_i es el peso asignado a la empresa i . Los rendimientos medios se han calculado tanto equiponderados como ponderados, donde los pesos están basados en el valor de mercado de la empresa. Siguiendo a Mitchell y Stafford (2000), antes del cálculo de los pesos en el cómputo de los rendimientos ponderados, estandarizamos el valor de mercado de la empresa correspondiente al mes de junio o diciembre precedente al mes de la oferta (el más próximo), dividiéndolo por el nivel del IGBM en dicho mes. De esta forma se evita el problema de utilizar para la ponderación el valor de mercado sin estandarizar, ya que esta práctica sobrepondera con mayor intensidad las observaciones recientes frente a las iniciales.

4.3.2.2. Cálculo de la riqueza relativa

Son varios los trabajos [Ritter (1991), Loughran y Ritter (1995), Brav y Gompers (1997), Brav *et al.* (2000), entre otros] que expresan el comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas respecto de diversos controles mediante la *riqueza relativa* (RR) siguiendo la metodología original de Ritter (1991):

$$RR_{\tau} = \frac{1 + \overline{\text{BHR}}_{\text{OPI(OPS),}\tau}}{1 + \overline{\text{BHR}}_{\text{CONTROL},\tau}}, \quad [6]$$

de tal forma que una riqueza relativa inferior a la unidad puede interpretarse como que la muestra de OPS tiene un peor comportamiento que el respectivo control.

El principal inconveniente de esta medida así definida radica en el hecho de que no permite la realización de contrastes estadísticos de hipótesis. No obstante, Jakobsen y Voetmann (1999) desarrollan una nueva aproximación de la riqueza relativa en la que, y a diferencia de Ritter (1991), no toman la media de los rendimientos compuestos en el numerador y denominador, sino que calculan uno para cada empresa, esto es:

$$RR_{it} = \frac{\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{it})}{\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{\text{CONTROL},t})}. \quad [7]$$

A través de la transformación logarítmica de la expresión [7], Jakobsen y Voetmann (1999) logran descomponer el valor medio esperado de la riqueza relativa en niveles en dos componentes (una media transformada y un componente de volatilidad), tal y como se muestra en la expresión [8].

$$E(RR_{\tau}) = e^{\mu_{\tau} \cdot \tau} = e^{\alpha_{\tau} \cdot \tau + \frac{1}{2} \sigma_{\tau}^2 \cdot \tau} = \underbrace{e^{\alpha_{\tau} \cdot \tau}}_{\text{Media Transformada}} \cdot \underbrace{e^{\frac{1}{2} \sigma_{\tau}^2 \cdot \tau}}_{\text{Volatilidad}} \quad [8]$$

Como puede observarse en la expresión [8] el componente de volatilidad introduce un sesgo al alza en el valor medio esperado de la riqueza relativa, lo cual hace imprescindible ajustar la media esperada en sección cruzada si se desea inferir correctamente el comportamiento a largo plazo.

4.3.3. Hipótesis y contrastes estadísticos

En esta sección presentamos la definición de las hipótesis a contrastar relativas al comportamiento a largo plazo de las OPS. En el caso de la estimación del comportamiento mediante rendimientos anormales (BHAR), la hipótesis nula a contrastar consiste en que el rendimiento

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

$$H_0: \overline{\text{BHAR}}_\tau = 0, \quad \text{versus} \quad H_1: \overline{\text{BHAR}}_\tau \neq 0,$$

mientras que si la estimación del comportamiento se realiza mediante la riqueza relativa, entonces la hipótesis nula a contrastar es que la media transformada en sección cruzada es igual a cero para la muestra de N empresas en el horizonte τ , siendo la hipótesis alternativa que ésta sea distinta de cero, esto es:

$$H_0: \alpha_\tau \cdot \tau = 0, \quad \text{versus} \quad H_1: \alpha_\tau \cdot \tau \neq 0.$$

A continuación, describimos los contrastes estadísticos que empleamos para la detección del mal comportamiento a largo plazo de las OPS, tanto cuando es estimado mediante rendimientos anormales como cuando se emplea la riqueza relativa.

A. Contrastes estadísticos con BHAR

Para contrastar la hipótesis nula de que el rendimiento anormal medio es igual a cero para la muestra de N empresas realizadoras de una OPS en el horizonte τ , empleamos, en primer lugar, el estadístico t convencional:

$$t = \frac{\overline{\text{BHAR}}_\tau}{\sigma(\text{BHAR}_\tau)/\sqrt{N}}, \quad [9]$$

donde $\sigma(\text{BHAR}_\tau)$ es la desviación típica en sección cruzada de los rendimientos anormales de la muestra de N empresas. Si la muestra ha sido extraída aleatoriamente de una distribución normal, este estadístico sigue una distribución t de *Student* bajo la hipótesis nula. Pese a que los rendimientos anormales BHAR son no-normales,⁵⁷ el Teorema Central del Límite garantiza que si los rendimientos anormales en sección cruzada son extracciones independientes e idénticamente distribuidas de distribuciones con varianza finita, entonces la distribución del rendimiento anormal medio converge hacia la normalidad a medida que el número de empresas en la muestra se incrementa.

No obstante lo anterior, nos encontramos con dos problemas en el contraste de la existencia de rendimientos anormales a largo plazo. Por un lado, el reducido tamaño de la muestra; y, por otro lado, la mala especificación de los contratos como consecuencia de diferentes sesgos identificados en la literatura (nuevos listados, reajuste, asimetría) y la existencia de dependencia en sección

⁵⁷ Véase Barber y Lyon (1997) para una discusión más amplia.

cruzada que afectan al poder y a la correcta especificación de los contrastes estadísticos. El primero de los problemas mencionados es irresoluble de acuerdo con los criterios aplicados en la selección de la muestra, por lo que en adelante la interpretación de los resultados extraídos de los análisis que se realizan en sección cruzada deberá ser tomada con cautela.

Por lo que respecta al segundo de los problemas, hasta el momento hemos controlado explícitamente los dos primeros sesgos (nuevos listados y reajuste) a través de la selección y construcción de las referencias. Para controlar por la asimetría y la correlación cruzada, consecuencia del solapamiento de las ventanas de estimación de los rendimientos anormales, empleamos las metodologías propuestas por Lyon *et al.* (1999) y Cowan y Sergeant (2001). Como ya hemos comentado, Lyon *et al.* (1999) presentan soluciones basadas en una modelización elaborada que reduce pero no elimina, pese a su coste, el problema de la mala especificación en muestras con solapamientos. Por su parte, Cowan y Sergeant (2001) introducen una metodología sencilla que, controlando por ambos sesgos, produce contrastes que, aunque no están perfectamente especificados, sí permiten de una forma razonable examinar la robustez de los resultados.

Si bien Barber y Lyon (1997) muestran que la utilización de la empresa de control elimina el sesgo por asimetría, Lyon *et al.* (1999) sostienen que para eliminar este sesgo cuando se calculan los rendimientos anormales a largo plazo utilizando carteras de control es necesario el empleo del siguiente estadístico t ajustado por asimetría:

$$t_{asim} = \sqrt{N} \left(S + \frac{1}{3} \hat{\gamma} \cdot S^2 + \frac{1}{6N} \hat{\gamma} \right), \quad [10]$$

$$\text{donde } S = \frac{\overline{\text{BHAR}}_{\tau}}{\sigma(\text{BHAR}_{\tau})} \text{ y } \hat{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^N (\text{BHAR}_{i\tau} - \overline{\text{BHAR}}_{\tau})^3}{N\sigma^3(\text{BHAR})}.$$

Obsérvese que $\hat{\gamma}$ es un estimador del coeficiente de asimetría y $\sqrt{N} \cdot S$ es el estadístico t convencional recogido en la expresión [9]. De acuerdo con Lyon *et al.* (1999), únicamente la aplicación *bootstrapped* de este estadístico ajustado por asimetría produce contrastes bien especificados. Siguiendo a estos autores, el proceso *bootstrap* consiste en extraer aleatoriamente b submuestras de tamaño N_b de la muestra original; calcular el estadístico ajustado por asimetría en cada una de las b submuestras aleatorias, y calcular los valores críticos del estadístico transformado a partir de los valores obtenidos del mismo en el proceso de remuestreo.

En concreto, el procedimiento que hemos seguido es el siguiente. Hemos extraído 1,000 submuestras aleatorias de la muestra original de tamaño $N_b = N/2$.⁵⁸ En cada submuestra se calcula el estadístico:

$$t_{asim}^b = \sqrt{N_b} \left(S^b + \frac{1}{3} \hat{\gamma}^b \cdot S^{b2} + \frac{1}{6N_b} \hat{\gamma}^b \right), \quad [11]$$

donde S_b y $\hat{\gamma}^b$ se definen de forma análoga a S y $\hat{\gamma}$. A continuación, ordenamos los 1,000 estadísticos t y determinamos los valores críticos correspondientes a los intervalos de confianza al 99%, 95% y 90%.

Los anteriores estadísticos presentados asumen independencia en sección cruzada de las observaciones de las muestras. Esto implica que si existe algún tipo de dependencia, los anteriores estadísticos estarán mal especificados. Aunque, como ya hemos comentado, la corrección por dependencia en sección cruzada no puede ser corregida completamente cuando existe solapamiento temporal en el cálculo de los rendimientos anormales a largo plazo de la muestra, vamos a emplear la metodología que proponen Lyon *et al.* (1999) que permite, al menos, reducir su incidencia, aunque tan sólo es aplicable cuando los rendimientos se calculan de forma equiponderada.

En notación matricial, el estadístico t convencional recogido en [9] es estimado como sigue:

$$t = \overline{\text{BHAR}}_\tau \left[\frac{\mathbf{I}' \hat{\Sigma} \mathbf{I}}{N} \right]^{-1/2}, \quad [12]$$

donde \mathbf{I} es un vector $N \times 1$ de unos. Si suponemos que las observaciones de la muestra son independientes en sección cruzada, entonces la matriz de varianzas–covarianzas de los rendimientos anormales (Σ) es diagonal. En este caso, la desviación típica en sección cruzada de las observaciones de la muestra [$\sigma(\text{BHAR}_\tau)$] es la estimación de los N elementos de la diagonal principal de la matriz Σ . Si, por el contrario, suponemos la existencia de algún tipo de dependencia en sección cruzada, entonces la matriz de varianzas–covarianzas de los rendimientos anormales deja de ser diagonal. En este caso, Lyon *et al.* (1999) estiman el elemento σ_{ij} de la matriz de varianzas–

⁵⁸ Lyon *et al.* (1999) emplean un tamaño de $N_b = N/4$, justificando su elección según sus análisis empíricos. No obstante, señalan que submuestras de tamaño $N/2$ también producen inferencias bien especificadas. Nuestra elección del tamaño de las submuestras ha estado condicionada por el tamaño de la muestra.

covarianzas de los rendimientos anormales como la covarianza entre los rendimientos anormales de las empresas i y j en el espacio de tiempo (de calendario) en el que están solapados.⁵⁹

Cowan y Sergeant (2001), por su parte, argumentan que la aproximación más esperanzadora para el contraste de la hipótesis nula es emplear como referencia una cartera ponderada formada según las características tamaño y cociente VC/VM, limitar el valor extremo de los rendimientos anormales a tres veces su desviación típica y emplear un contraste de diferencia de medias de dos grupos, como el que sigue:

$$Z = \frac{\overline{BHAR}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{MUESTRA}^2}{N} + \frac{\hat{\sigma}_{CONTROL}^2}{N}}}. \quad [13]$$

Nosotros, en cualquier caso, hacemos uso del contraste de diferencia de medias de dos grupos en combinación con la limitación de los valores extremos de los rendimientos compuestos con todas las referencias especificadas anteriormente.

Para finalizar, debemos realizar un comentario, si bien breve, acerca de los contrastes no paramétricos. Este tipo de contrastes no es muy habitual en los estudios de sucesos a largo plazo,⁶⁰ ya que exhiben serios problemas en presencia de asimetría [Kothari y Warner (1997)], y los métodos para su correcta especificación no han sido ampliamente estudiados. Como veremos posteriormente, las muestras de OPI y OPS sufren de este sesgo, por lo que hemos optado, pese a que el tamaño de las muestras es pequeño, por su no utilización.

B. Contrastes estadísticos con la riqueza relativa

Por lo que respecta al contraste de la hipótesis nula cuando el comportamiento a largo plazo se mide mediante la riqueza relativa, Jakobsen y Voetmann (1999) establecen que la riqueza relativa definida por ellos tiene una distribución log-normal, de lo que deducen que ésta sigue una distribución normal:

$$\text{Log}(\text{RR}_{i-\text{CONTROL},\tau}) \sim N(\alpha_\tau \cdot \tau, \sigma_\tau^2 \cdot \tau), \quad [14]$$

⁵⁹ Así, supóngase que la empresa i tiene un rendimiento anormal a largo plazo calculado desde el periodo s hasta $s+\tau$ y la empresa j desde el periodo $s+a$ hasta $s+\tau+a$. Si $a < \tau$, entonces el elemento σ_{ij} de la matriz de varianzas-covarianzas de rendimientos anormales se estima como sigue:

$$\frac{1}{\tau - a - 1} \sum_{t=s+a}^{s+\tau} (AR_{it} - \overline{AR}_i)(AR_{jt} - \overline{AR}_j),$$

donde AR_{it} es el rendimiento anormal de la empresa i en el mes natural t . Si $a \geq \tau$, entonces se supone que la covarianza es cero.

⁶⁰ Spiess y Affleck-Graves (1995) es una excepción.

de donde la estimación de los parámetros correspondientes a la media transformada y la varianza puede realizarse de la siguiente forma:

$$\hat{\alpha}_\tau = \frac{1}{\tau \cdot N} \sum_{i=1}^N \text{Log}(\text{RR}_{i-\text{CONTROL},\tau}) \quad [15]$$

$$\hat{\sigma}_\tau^2 = \frac{1}{\tau \cdot (N-1)} \sum_{i=1}^N [\text{Log}(\text{RR}_{i-\text{CONTROL},\tau}) - \hat{\alpha}_\tau \cdot \tau]^2 . \quad [16]$$

Los estimadores $\hat{\alpha}_\tau$ y $\hat{\sigma}_\tau^2$ son estimadores marginales en cada momento del tiempo y están basados únicamente en la riqueza relativa esperada en sección cruzada en el momento τ . De esta forma, estos estimadores pueden tratarse independientemente de estimadores asociados a otros horizontes temporales, por lo que están libres de correlación serial u otro tipo de dependencias en serie temporal. De acuerdo con Jakobsen y Voetmann (1999), $\alpha_\tau \cdot \tau$ se distribuye en el momento τ como una t de *Student* con $N-1$ grados de libertad.

4.3.4. Resultados del análisis mediante el método de rendimientos compuestos

En esta sección presentamos los resultados correspondientes al método de rendimientos compuestos, en primer lugar, estimando el comportamiento de las OPS mediante BHAR y, a continuación, mediante la riqueza relativa.

A. Resultados utilizando rendimientos anormales (BHAR)

Las siguientes tablas 9 y 10 muestran los resultados tanto bajo un esquema equiponderado como ponderado, respectivamente. La estructura de las tablas es la siguiente. En la primera columna aparecen las referencias empleadas para la estimación del rendimiento anormal de la OPS: el índice de mercado ponderado IGBM, una cartera formada según las características tamaño y cociente VC/VM, una cartera representativa del sector y una empresa de control seleccionada según las características tamaño y cociente VC/VM. En la segunda columna aparece el tamaño de la muestra. La tercera y cuarta columna contienen el rendimiento medio en sección cruzada (*BHR*) correspondiente a la cartera de OPS y a los respectivos controles, mientras que en la quinta se muestra el rendimiento anormal medio en sección cruzada, todos ellos expresados en porcentaje.⁶¹ A continuación, se muestra el valor del estadístico t convencional (expresión [9]) y el estadístico t corregido (t^*), bien por dependencia en sección cruzada bien por asimetría. Dado que la corrección por dependencia en sección cruzada supone una gran laboriosidad, tan sólo ha sido corregido el estadístico t correspondiente a la empresa de control, ya que, de acuerdo con Barber y Lyon (1997),

⁶¹ Los rendimientos que aparecen en la totalidad de tablas de este trabajo están expresados en porcentaje.

la utilización como referencia de una empresa de control elimina el sesgo de asimetría. Para el resto de las referencias, el estadístico t ha sido corregido únicamente por asimetría, habiéndose determinado la significatividad del mismo de acuerdo con la metodología presentada en la sección 4.3.3. La octava, y última, columna presenta el valor del estadístico Z calculado de acuerdo con la expresión [13] tras limitar los valores extremos de los BHR (tanto de las muestras de ofertas públicas como de las referencias) a tres veces su desviación típica.

Como puede apreciarse en las distintas tablas, el tamaño de la muestra decrece a medida que la ventana de estudio se amplía. Ello se debe a que tan sólo se incluyen aquellos casos para los que existen rendimientos mensuales durante la totalidad del horizonte. Así, el tamaño de la muestra es de 15 casos para la ventana de 12 meses, y de 13 y 10 casos para las ventanas de 24 y 36 meses, respectivamente. Aunque este hecho implica que los resultados no pueden ser directamente comparables entre sí y con el resto de análisis, vamos a aceptarlos como indicativos y darles, por tanto, el valor correspondiente.

De los resultados obtenidos en las pruebas estadísticas, y antes de pasar a comentar los resultados obtenidos con mayor detalle, parece desprenderse que los rendimientos anormales de las diferentes ventanas pudieran presentar asimetría. Obsérvese, en este sentido, que en ningún caso el valor del estadístico corregido por asimetría nos permite rechazar la hipótesis nula, aun cuando el estadístico t convencional y/o el propuesto por Cowan y Sergeant (2001) indiquen la significatividad del rendimiento anormal. Sin embargo, estos resultados deben tomarse con cautela como consecuencia, fundamentalmente, del reducido tamaño de las submuestras empleadas en el proceso de *bootstrapping*. En cualquier caso, el problema por asimetría en los rendimientos anormales es patente cuando se comparan los valores del estadístico t convencional con los valores que toma el estadístico propuesto por Cowan y Sergeant (2001) al obtener para éste último valores, generalmente, menores que el primero.⁶² Por tanto, vamos a tomar como internamente consistentes los resultados en los que el estadístico propuesto por Cowan y Sergeant (2001) corrobora la significatividad señalada por el estadístico t convencional.

Los resultados cuando los rendimientos anormales se calculan de forma equiponderada (tabla 9) muestran rendimientos anormales negativos y significativos en las tres ventanas estudiadas y para todas las referencias a excepción del sector de actividad. Obsérvese que en la práctica totalidad de casos la hipótesis nula se rechaza con un nivel de confianza del 99%. Aun teniendo en consideración todos los problemas relacionados con este análisis que ya hemos comentado, resulta especialmente interesante el que no aparezcan rendimientos anormales significativos relacionados con el sector, dada la evidencia obtenida por Hansen y Sarin (1998) indicativa de que el mal

⁶² Ello es debido, *ceteris paribus*, a que en el cálculo del estadístico hemos limitado los valores extremos de los BHR a tres veces la desviación típica.

comportamiento de las OPI es un síntoma de los rendimientos anormales del sector de actividad económica.

TABLA 9. Rendimiento anormal compuesto (BHAR) equiponderado en una ventana de doce, veinticuatro y treinta y seis meses posteriores a la Oferta Pública Subsiguiente (OPS). El rendimiento anormal compuesto en la ventana de estudio (BHAR) se calcula como la diferencia entre el rendimiento compuesto (BHR) de la muestra de OPS y el BHR de cuatro controles alternativos: el IGBM, una adecuada cartera formada en función del tamaño y del cociente VC/VM, una cartera equiponderada representativa del sector de actividad y una empresa de control en función del tamaño y del cociente VC/VM. La muestra para la ventana de doce meses es de 15 casos. Para la ventana de veinticuatro y treinta y seis meses la muestra ha sido reducida a 13 y 10 casos, respectivamente, ya que han sido excluidas todas las OPS que no abarcaban la totalidad del periodo. En la primera columna aparecen los controles empleados para medir el comportamiento de las OPS. En la segunda se muestra el tamaño de la muestra. La tercera y cuarta columna contienen el BHR correspondiente a la cartera de OPS y a los respectivos controles, mientras que en la quinta se muestra el rendimiento anormal medio en sección cruzada. A continuación, se muestra el valor del estadístico t convencional, el estadístico t corregido (t^*) por (i) asimetría cuando la referencia es el índice IGBM, una cartera según tamaño y cociente VC/VM y una cartera representativa del sector de actividad, y (ii) por dependencia en sección cruzada cuando la referencia es una adecuada empresa de control según tamaño y cociente VC/VM. La última columna recoge el estadístico propuesto por Cowan y Sergeant (2001). Todos los rendimientos están expresados en porcentaje.

	N	BHR _{OPS}	BHR _C	BHAR	t	t*	Z
PANEL A: 12 MESES							
IGBM	15	-7.95	20.53	-28.49	-4.12 ^a	-3.82	-2.70 ^a
Cartera tamaño y cociente VC/VM	15	-7.95	20.33	-28.28	-3.59 ^a	-4.67	-2.31 ^a
Sector	15	-7.95	12.41	-20.37	-2.05 ^c	-2.71	-1.44
Empresa de control	15	-7.95	21.43	-29.39	-3.42 ^a	-2.85	-1.76 ^c
PANEL B: 24 MESES							
IGBM	13	1.05	48.84	-47.79	-4.00 ^a	-3.52	-3.17 ^a
Cartera tamaño y cociente VC/VM	13	1.05	40.51	-39.47	-3.32 ^a	-4.15	-2.29 ^b
Sector	13	1.05	13.98	-12.94	-1.38	-1.36	-0.83
Empresa de control	13	1.05	54.15	-53.10	-4.14 ^a	-6.07	-2.76 ^a
PANEL C: 36 MESES							
IGBM	10	28.63	98.52	-69.89	-2.99 ^b	-3.10	-3.06 ^a
Cartera tamaño y cociente VC/VM	10	28.63	89.84	-61.21	-3.03 ^b	-3.27	-2.69 ^a
Sector	10	28.63	47.04	-18.41	-1.34	-1.26	-0.83
Empresa de control	10	28.63	136.98	-108.35	-3.31 ^a	-9.48 ^b	-3.18 ^a

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

Los resultados obtenidos cuando los rendimientos anormales se calculan siguiendo un esquema ponderado (tabla 10) indican que el mal comportamiento detectado en la ventana de 12 meses cuando el rendimiento anormal se calcula de forma equiponderada se reduce al ponderar por el valor de mercado. Ello estaría de acuerdo con la evidencia general de que el mal comportamiento se concentra en las empresas de menor tamaño. Cuando incrementamos la amplitud de la ventana de estudio encontramos, por un lado, que el único rendimiento anormal negativo estadísticamente significativo, de acuerdo con los tres estadísticos empleados, es el que ha sido estimado mediante una empresa de control. Por otro lado, las OPS presentan un rendimiento anormal significativo, siendo ahora de signo positivo, cuando es estimado mediante una cartera representativa del sector de actividad.

TABLA 10. Rendimiento anormal compuesto (BHAR) ponderado en una ventana de doce, veinticuatro y treinta y seis meses posteriores a la Oferta Pública Subsiguiente (OPS). Para al definición de las variables y la descripción de la estimación, véase la tabla 9. El dato referente al estadístico t corregido por dependencia en sección cruzada (estadístico t^* para la referencia empresa de control) está ausente dado que sólo está especificado para carteras equiponderadas.

	N	BHR _{Ops}	BHR _C	BHAR	t	t*	Z
PANEL A: 12 MESES							
IGBM	15	2.12	10.66	-8.54	-1.08	-0.91	-1.03
Cartera tamaño y cociente VC/VM	15	2.12	23.24	-21.12	-3.48 ^a	-3.14	-2.52 ^a
Sector	15	2.12	2.38	-0.26	-0.04	0.00	-0.03
Empresa de control	15	2.12	23.40	-21.28	-1.80 ^c	—	-1.57 ^c
PANEL B: 24 MESES							
IGBM	13	50.04	42.88	7.17	0.39	0.46	0.34
Cartera tamaño y cociente VC/VM	13	50.04	58.56	-8.51	-0.74	-0.65	-0.41
Sector	13	50.04	33.96	16.08	1.56	1.89 ^b	0.75
Empresa de control	13	50.04	100.72	-50.67	-6.44 ^a	—	-2.08 ^b
PANEL B: 36 MESES							
IGBM	10	95.39	101.46	-6.07	-0.29	-0.09	-0.17
Cartera tamaño y cociente VC/VM	10	95.39	119.86	-24.47	-1.46	-1.05	-0.75
Sector	10	95.39	83.63	11.76	1.29	2.11 ^b	0.34
Empresa de control	10	95.39	170.22	-74.83	-3.32 ^a	—	-2.16 ^b

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

B. Resultados utilizando riqueza relativa

En la tabla 11 presentamos los resultados relativos al comportamiento a largo plazo de las OPS estimado como el cociente entre el BHR de la muestra y el BHR de la referencia, cociente que denominamos riqueza relativa. Todas las estimaciones se han realizado con un esquema equiponderado. Como ya hemos comentado anteriormente, el contraste del mal comportamiento no se realiza directamente sobre la riqueza relativa calculada como la media en sección cruzada de la riqueza relativa individual, sino respecto de la media transformada ($\hat{\alpha}_\tau \cdot \tau$), una vez eliminado el sesgo inducido por el componente de volatilidad (expresión [8]). Así, y con el objeto de poder mostrar el efecto de dicho sesgo sobre la medida, la tercera columna de la tabla 11 recoge la media en sección cruzada de la riqueza relativa individual definida de acuerdo con la expresión [7], mientras que el dato que aparece en la cuarta columna (RR^*) es ($e^{\hat{\alpha}_\tau \cdot \tau} - 1$), para, de esta forma, hacer comparable la media transformada obtenida con el dato de riqueza relativa. El estadístico t convencional se presenta en la última columna.

El primer aspecto destacable de los resultados obtenidos es que, tal y como señalan Jakobsen y Voetmann (1999), el componente de volatilidad introduce un sesgo al alza en la medida de la riqueza relativa. Obsérvese cómo los valores que presenta la variable riqueza relativa (RR) son mayores que los de la media transformada en niveles (RR*) como consecuencia del componente de volatilidad.

TABLA 11. Riqueza relativa en una ventana de doce, veinticuatro y treinta y seis meses posteriores a la Oferta Pública Subsiguiente (OPS). El comportamiento anormal es estimado como la riqueza relativa de un inversor que invierte en una cartera de OPS frente a la posibilidad de invertir en unas determinadas referencias. La riqueza relativa se calcula como el cociente entre el BHR de la muestra de OPI y el BHR de cuatro controles alternativos: el IGBM, una adecuada cartera formada en función del tamaño y del cociente VC/VM, una cartera equiponderada representativa del sector de actividad y una empresa de control en función del tamaño y del cociente VC/VM. La muestra se ha reducido a medida que se ha ampliado la ventana de estudio, ya que han sido excluidas todas las OPS que no abarcaban la totalidad del periodo analizado. En la primera columna aparecen los controles empleados para el comportamiento de las OPS. En la segunda se muestra el tamaño de la muestra. La tercera [(RR)-1] recoge la media en sección cruzada de la riqueza relativa de la muestra tal y como se definió en la expresión [7], menos uno. La cuarta columna (RR*) recoge la media transformada en niveles ($e^{\hat{\alpha}_t \cdot \tau} - 1$), esto es, la riqueza relativa libre del componente de volatilidad definida en la expresión [8]. Por último, se muestra el valor del estadístico *t* convencional calculado para la media transformada. La riqueza relativa está expresada en porcentaje.

	N	(RR)-1	RR*	t
PANEL A: 12 MESES				
IGBM	15	-23.20	-25.92 ^a	-4.19
Cartera tamaño y cociente VC/VM	15	-22.38	-24.75 ^a	-4.18
Sector	15	-13.82	-17.16 ^b	-2.38
Empresa de control	15	-19.62	-21.79 ^a	-3.97
PANEL B: 24 MESES				
IGBM	13	-31.02	-35.13 ^a	-3.69
Cartera tamaño y cociente VC/VM	13	-26.46	-29.77 ^a	-3.46
Sector	13	-8.86	-12.78	-1.57
Empresa de control	13	-27.09	-33.68 ^a	-3.06
PANEL C: 36 MESES				
IGBM	10	-31.83	-37.90 ^b	-2.63
Cartera tamaño y cociente VC/VM	10	-29.28	-34.89 ^b	-2.55
Sector	10	-7.97	-13.74	-1.21
Empresa de control	10	-41.07	-45.42 ^b	-3.15

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

Por lo que se refiere a los resultados obtenidos de la media transformada en niveles (RR*), éstos muestran que estas empresas obtienen un rendimiento en los primeros doce meses tras la oferta subsiguiente entre un 22% y un 26% inferior a las referencias empleadas, siendo significativo para un nivel de confianza del 99% excepto en el caso de la referencia sector de actividad. Este mal comportamiento se acentúa en la medida en que se amplía el horizonte de análisis, excepto cuando se emplea la referencia del sector de actividad, cuya evolución es justamente la contraria, dejando de ser estadísticamente significativo en las ventanas de 24 y 36 meses.

4.4. *Análisis a través del método de rendimientos acumulados*

En esta sección analizamos el comportamiento de las OPS mediante el método de los rendimientos acumulados, también conocido en la literatura financiera como *CAR*. Aunque esta metodología es la que de forma estándar se emplea en los estudios de sucesos, algunos autores, como ya hemos comentado, se muestran contrarios a su uso dado que no recoge de forma adecuada

la experiencia del inversor, a diferencia de la estrategia de *comprar y mantener*. Ello pese a que al acumular los rendimientos anormales, éstos presentan una menor asimetría que al ser compuestos. Lyon *et al.* (1999) señalan que como consecuencia de esta menor asimetría incluso el estadístico t convencional proporciona contrastes bien especificados, siempre y cuando las carteras de referencia se hallen libres del sesgo de nuevos listados y reajuste de la cartera de referencia.

En las siguientes secciones mostramos cómo hemos estimado y contrastado el comportamiento anormal de las ofertas públicas de venta y, a continuación, presentamos y comentamos los resultados alcanzados.

4.4.1. Cálculo del rendimiento anormal acumulado

Para el análisis del comportamiento a largo plazo, Lyon *et al.* (1999) proponen la estimación del rendimiento acumulado anormal en el periodo τ (en nuestro caso $\tau = 1, \dots, 36$ meses) de cada una de las empresas de la muestra ($CAR_{i\tau}$) y, a continuación, contrastar si la media en sección cruzada de la muestra (\overline{CAR}_τ) es significativamente distinta de cero mediante el estadístico t convencional. Como hemos comentado, este estadístico proporciona contrastes bien especificados si los sesgos inducidos por los nuevos listados y el reajuste de la cartera de referencia han sido purgados. No obstante, hemos decidido no optar por esta alternativa. La razón es doble: por un lado, se debe al problema que supone en los contrastes de la media en sección cruzada el reducido tamaño de la muestra; por otro lado, porque en nuestra opinión, el hecho de estimar CAR_τ de forma distinta a la propuesta por Lyon *et al.* (1999) no va afectar a las conclusiones ya que el sesgo inducido por nuevos listados no existe como consecuencia de los criterios señalados en la sección 4.1 para la construcción de las referencias, y el sesgo debido al reajuste de las carteras, por otra parte, puede considerarse como despreciable, de acuerdo con la evidencia obtenida al emplear el método de los rendimientos compuestos.

El rendimiento anormal acumulado en el periodo τ correspondiente a la muestra (CAR_τ) se calcula, pues, acumulando el rendimiento anormal medio en sección cruzada en cada mes t tras la oferta (\overline{AR}_t):

$$CAR_\tau = \sum_{t=1}^{\tau} \overline{AR}_t . \quad [17]$$

Asimismo, el rendimiento anormal medio en sección cruzada (\overline{AR}_t) se calcula como sigue:

$$\overline{AR}_t = \sum_{i=1}^N w_i \cdot AR_{it} , \quad [18]$$

donde AR_{it} es el rendimiento anormal de la empresa muestral i , t meses después del suceso, calculado como la diferencia entre el rendimiento de la empresa muestral y el rendimiento esperado correspondiente a alguna de las referencias determinadas en la sección 4.1, las cuales ya han sido utilizadas en el anterior análisis, y w_i es el peso asignado a la empresa i . Los rendimientos anormales han sido calculados tanto de forma equiponderada como ponderada. Al igual que en el método de los rendimientos compuestos, hemos estandarizado el valor de mercado de la empresa i correspondiente al mes de junio o diciembre precedente al mes de la oferta dividiéndolo por el nivel del IGBM en dicho mes para, de esta forma, evitar sobreponderar las observaciones más recientes respecto de las iniciales.

4.4.2. Hipótesis y contrastes estadísticos

Aunque la hipótesis de interés es la que se refiere al comportamiento a largo plazo de la muestra de OPS, contrastamos, además, si el rendimiento anormal medio en cada uno de los 36 meses que constituyen nuestro horizonte de estudio es significativamente distinto de cero, esto es:

$$H_0: \overline{AR}_t = 0, \quad \text{versus} \quad H_1: \overline{AR}_t \neq 0.$$

La hipótesis de interés, como ya hemos dicho, es determinar si el rendimiento anormal acumulado hasta el periodo τ es significativamente distinto de cero:

$$H_0: CAR_\tau = 0, \quad \text{versus} \quad H_1: CAR_\tau \neq 0.$$

Para contrastar la primera hipótesis nula empleamos el estadístico t convencional:

$$t = \frac{\overline{AR}_t}{\sigma(AR_t)/\sqrt{N}}, \quad [19]$$

donde $\sigma(AR_t)$ es la desviación típica en sección cruzada de los rendimientos anormales en el mes t tras la oferta de la muestra de N empresas.

Aunque los rendimientos acumulados presentan una menor asimetría, se ven afectados, al igual que los BHAR, por el problema de la dependencia en sección cruzada. Por este motivo empleamos para el contraste de la segunda hipótesis el siguiente estadístico t :

$$t = \frac{CAR_\tau}{\sqrt{\left(\tau \cdot \left(\sum_{t=1}^{\tau} \left(\overline{AR}_t - \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \overline{AR}_t \right)^2 \right) / (\tau - 1) \right)}. \quad [20]$$

Este estadístico es una variante propuesta por Espenlaub *et al.* (2000) del procedimiento que Brown y Warner (1980) denominan como *Crude Dependence Adjustment test*, con el cual es posible corregir el problema de correlación en sección cruzada.

4.4.3. Resultados del análisis mediante el método de rendimientos acumulados

En la tabla 12 presentamos el rendimiento anormal medio en sección cruzada (\overline{AR}_t) y su acumulado (CAR_t) para cada uno de los 36 meses tras la OPS cuando el primero se calcula de forma equiponderada. La tabla 13 recoge los resultados obtenidos cuando los rendimientos anormales medios se calculan mediante un esquema ponderado. Con el propósito de poder visualizar con mayor claridad los resultados, hemos representado gráficamente los diferentes CAR_t tanto equiponderados como ponderados en los gráficos 3 y 4, respectivamente.

Si los rendimientos anormales se calculan de forma equiponderada, encontramos evidencia de un mal comportamiento, estadísticamente significativo, que se extiende desde el primer mes tras el suceso. Cabe destacar el rendimiento anormal medio del primer y segundo mes después del suceso, situándose los estadísticamente significativos entre el -4.5% y el -6.5% , dependiendo de la referencia empleada (véase la tabla 12). A partir de estos momentos iniciales, los rendimientos anormales acumulados continúan siendo estadísticamente significativos hasta el final del horizonte de estudio, excepto con la referencia sector de actividad, que deja de serlo a partir del decimoquinto mes. Si nos centramos en las referencias cartera y empresa según tamaño y cociente VC/VM encontramos un interesante resultado que puede apreciarse con mayor claridad en el gráfico 3. Obsérvese cómo el comportamiento de las OPS sufre un continuo empeoramiento durante los primeros doce meses, lo que le lleva a acumular un rendimiento anormal del -27% , aproximadamente, para, a continuación estabilizarse alrededor del -25% en el caso de la cartera y del -35% en el caso de la empresa de control, ambas referencias según tamaño y cociente VC/VM.

Cuando los rendimientos anormales se ponderan por el valor de mercado (tabla 13) los resultados indican un mal comportamiento durante los primeros meses tras la oferta pública de una magnitud inferior a la encontrada con rendimientos anormales equiponderados, dejando, incluso, de ser estadísticamente significativo cuando se emplea la referencia sector de actividad. Ello es más evidente, si cabe, si se observa el rendimiento anormal medio del primer mes tras el suceso, ya que pasa del -5.63% y -6.59% (significativos ambos para un nivel de confianza del 95%) en el caso de rendimientos anormales equiponderados calculados mediante las referencias IGBM y sector (véase la tabla 12), respectivamente, a prácticamente desaparecer (-0.67% y 0.55% , respectivamente). En el caso de la cartera y empresa según tamaño y cociente VC/VM la magnitud del rendimiento anormal se reduce a la mitad (de -5.59% y -6.59% a -2.30% y -3.61% , respectivamente), aunque en ambos casos el rendimiento anormal continua siendo estadísticamente significativo. A partir del decimocuarto mes, el rendimiento anormal acumulado deja de ser estadísticamente significativo con

independencia de la referencia empleada (excepto en el mes treinta y tres para la empresa de control), a diferencia de los resultados obtenidos cuando el rendimiento anormal medio mensual se calcula de forma equiponderada.

TABLA 12. Rendimiento anormal medio equiponderado (AR) y rendimiento anormal acumulado (CAR) en los 36 meses posteriores a la Oferta Pública Subsiguiente (OPS). El AR de cada mes tras el suceso se calcula como la media en sección cruzada del rendimiento anormal que en dicho mes presentó cada empresa de la muestra respecto de las distintas referencias empleadas: el IGBM, una cartera formada según tamaño y cociente VC/VM (C3x3), una cartera equiponderada representativa del sector de actividad y una empresa de control en función del tamaño y del cociente VC/VM (EC). En la primera columna aparece el número de meses transcurridos desde el suceso. La segunda columna recoge el tamaño de la muestra en cada mes (la muestra decrece a medida que la ventana se amplía como consecuencia de la pérdida de los casos más recientes). Las siguientes cuatro columnas recogen el rendimiento anormal medio en sección cruzada cada mes y las siguientes cuatro columnas recogen el rendimiento anormal acumulado hasta el mes correspondiente. Para la determinación de la significatividad estadística del rendimiento anormal medio se ha empleado el estadístico *t* convencional, mientras que en el caso del rendimiento anormal acumulado se ha utilizado (expresión [20]) la variante que Espenlaub *et al.* (2000) proponen del *Crude Dependence Adjustment test* de Brown y Warner (1980), con el que controlamos por correlación en sección cruzada. Todos los rendimientos están expresados en porcentaje.

MES	N	AR				CAR			
		IGBM	C3x3	EC	Sector	IGBM	C3x3	EC	Sector
1	15	-5.63 ^b	-5.59 ^b	-6.35 ^c	-6.59 ^b	-5.63 ^b	-5.59 ^b	-6.35 ^c	-6.59 ^b
2	15	-5.89 ^a	-5.44 ^a	-2.75	-4.54 ^b	-11.52 ^b	-11.03 ^a	-9.10	-11.13 ^c
3	15	-2.34	-3.48 ^b	1.09	-2.51 ^c	-13.86 ^b	-14.51 ^b	-8.02	-13.64 ^b
4	15	-0.39	1.02	-1.24	1.52	-14.25 ^c	-13.49 ^c	-9.26	-12.12
5	15	-4.16	-3.03	-5.46	-2.79	-18.41 ^b	-16.52 ^b	-14.71 ^c	-14.92 ^c
6	15	-0.50	-2.51	0.07	1.43	-18.91 ^b	-19.03 ^b	-14.64 ^c	-13.48
7	15	-3.09	-2.61	-1.86	-3.94	-22.00 ^a	-21.64 ^a	-16.50 ^b	-17.42 ^b
8	15	-0.54	0.94	-0.25	0.71	-22.54 ^a	-20.70 ^b	-16.76 ^b	-16.72 ^c
9	15	-0.92	0.42	-5.44	0.95	-23.47 ^a	-20.29 ^b	-22.20 ^b	-15.76 ^c
10	15	-2.89	-4.17 ^b	0.27	-1.80	-26.35 ^a	-24.46 ^a	-21.93 ^b	-17.56 ^c
11	15	-1.60	-1.02	0.26	-0.52	-27.96 ^a	-25.48 ^a	-21.67 ^b	-18.08 ^b
12	15	0.16	-1.53	-4.57	-0.83	-27.80 ^a	-27.01 ^a	-26.24 ^a	-18.91 ^b
13	15	2.25	3.00	3.21	2.22	-25.55 ^a	-24.00 ^b	-23.03 ^b	-16.69 ^c
14	15	-1.38	-2.43	-2.33	-1.32	-26.93 ^a	-26.43 ^a	-25.36 ^b	-18.01 ^c
15	14	-2.52	-1.93	-2.13	-0.86	-29.45 ^a	-28.36 ^a	-27.49 ^b	-18.87 ^b
16	14	4.05	2.54	-1.16	6.33	-25.40 ^b	-25.82 ^b	-28.65 ^a	-12.53
17	14	-1.38	-0.49	-0.05	0.49	-26.77 ^b	-26.31 ^b	-28.70 ^a	-12.04
18	14	-2.77	-1.39	-1.23	-0.12	-29.54 ^a	-27.71 ^b	-29.93 ^a	-12.16
19	14	-3.40	-3.34 ^b	-3.51	-0.07	-32.94 ^a	-31.05 ^a	-33.45 ^a	-12.23
20	14	-1.85	-1.20	-0.81	-2.29	-34.79 ^a	-32.24 ^a	-34.26 ^a	-14.52
21	14	-3.36	-1.15	0.69	-2.51	-38.15 ^a	-33.39 ^a	-33.56 ^a	-17.04
22	13	-0.15	0.80	1.14	2.48	-38.30 ^a	-32.60 ^a	-32.42 ^a	-14.55
23	13	1.58	1.85	0.57	1.06	-36.72 ^a	-30.74 ^a	-31.85 ^a	-13.49
24	13	-0.10	0.77	-0.19	1.17	-36.82 ^a	-29.97 ^b	-32.04 ^a	-12.32
25	13	0.57	-1.70	-1.10	0.19	-36.25 ^a	-31.67 ^a	-33.14 ^a	-12.14
26	13	2.51	2.71	2.74	2.63 ^b	-33.74 ^a	-28.96 ^b	-30.40 ^b	-9.51
27	13	3.64	2.61	-1.52	3.87 ^c	-30.11 ^b	-26.35 ^b	-31.93 ^a	-5.64
28	13	-1.29	0.32	-1.13	-0.40	-31.39 ^b	-26.03 ^b	-33.06 ^a	-6.04
29	13	-3.37 ^c	-2.59 ^c	-3.14	-2.31 ^c	-34.76 ^b	-28.62 ^b	-36.19 ^a	-8.35
30	13	4.62 ^c	3.66	0.40	3.85	-30.14 ^b	-24.96 ^c	-35.79 ^a	-4.50
31	13	-2.39	-1.08	1.29	0.11	-32.53 ^b	-26.04 ^c	-34.50 ^a	-4.39
32	11	-1.88	-2.35	-4.41	-5.06	-34.41 ^b	-28.39 ^b	-38.91 ^a	-9.45
33	10	-4.49 ^b	-4.76 ^b	-3.98	-6.15 ^c	-38.90 ^b	-33.16 ^b	-42.89 ^a	-15.60
34	10	0.52	1.33	2.34	-0.50	-38.38 ^b	-31.82 ^b	-40.55 ^a	-16.09
35	10	1.99	2.16	-1.06	2.43	-36.39 ^b	-29.66 ^b	-41.61 ^a	-13.66
36	10	-3.99 ^c	-2.96 ^b	-4.04	-1.28	-40.38 ^b	-32.62 ^b	-45.66 ^a	-14.94

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

GRÁFICO 3. Rendimientos anormales equiponderados acumulados de OPS. El rendimiento anormal acumulado se calcula acumulando el rendimiento anormal de cada mes tras el suceso obtenido como la media en sección cruzada del rendimiento anormal que en dicho mes presentó cada empresa de la muestra respecto de las distintas referencias empleadas: el IGBM, una adecuada cartera formada en función del tamaño y del cociente VC/VM (C3x3), una cartera equiponderada representativa del sector de actividad y una empresa de control en función del tamaño y del cociente VC/VM (EC).

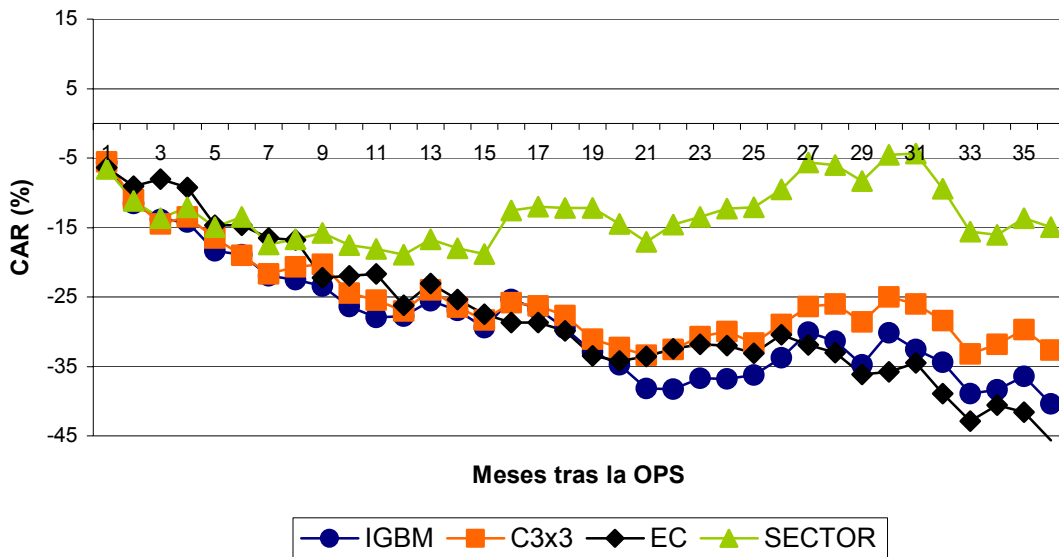


GRÁFICO 4. Rendimientos anormales ponderados acumulados de OPS. Véase el gráfico 3 para la definición de las variables representadas.

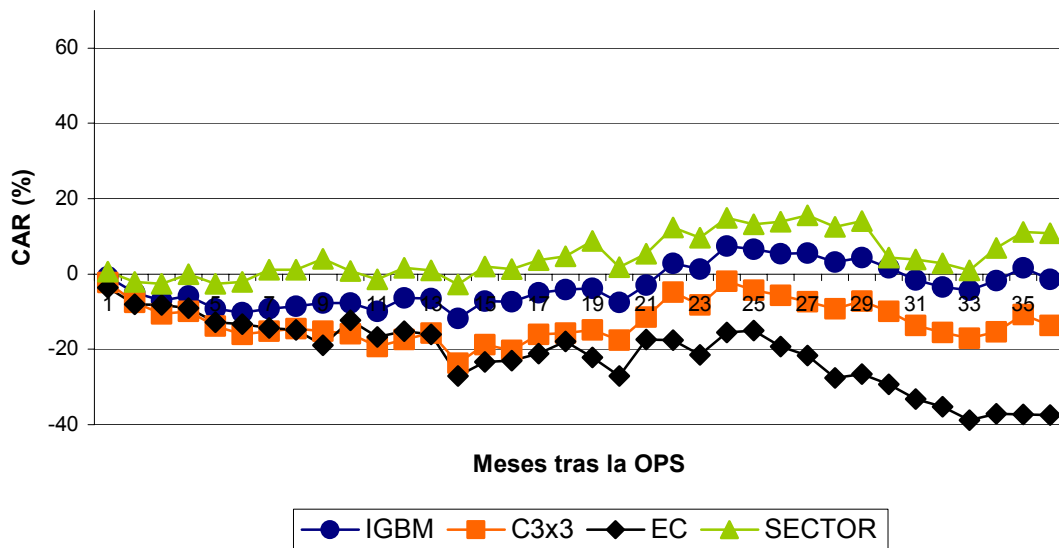


TABLA 13. Rendimiento anormal medio ponderado (AR) y rendimiento anormal acumulado (CAR) en los 36 meses posteriores a la Oferta Pública Subsiguiente (OPS). Para al definición de las variables y la descripción de la estimación, véase la tabla 12.

MES	N	AR				CAR			
		IGBM	C3x3	EC	Sector	IGBM	C3x3	EC	Sector
1	15	-0.67	-2.30 ^c	-3.61 ^b	0.55	-0.67	-2.30 ^c	-3.61 ^b	0.55
2	15	-4.39 ^a	-5.27 ^a	-4.40 ^b	-2.64 ^a	-5.06	-7.57	-8.02 ^b	-2.09
3	15	-1.90 ^b	-3.04 ^a	-0.20	-0.53	-6.96 ^c	-10.62 ^b	-8.21	-2.62
4	15	1.13	0.74	-0.77	2.58 ^b	-5.83	-9.88 ^c	-8.98 ^c	-0.04
5	15	-3.35	-3.92	-3.80	-2.57	-9.17 ^c	-13.79 ^b	-12.78 ^b	-2.61
6	15	-1.04	-2.26	-0.51	0.57	-10.21 ^b	-16.05 ^b	-13.30 ^b	-2.03
7	15	0.95	0.95	-0.97	3.16	-9.26 ^c	-15.10 ^b	-14.27 ^b	1.13
8	15	0.78	0.66	-0.55	0.10	-8.48	-14.44 ^b	-14.82 ^b	1.22
9	15	0.85	-0.71	-4.06 ^c	2.88 ^b	-7.63	-15.16 ^b	-18.89 ^a	4.10
10	15	-0.04	-0.70	6.65 ^b	-3.22 ^b	-7.66	-15.85 ^b	-12.24	0.88
11	15	-2.32 ^c	-3.39 ^b	-4.45 ^b	-2.24 ^b	-9.98 ^c	-19.24 ^b	-16.69	-1.36
12	15	3.58 ^b	1.78	1.56	2.96 ^b	-6.40	-17.46 ^b	-15.13	1.60
13	15	-0.06	1.70	-0.85	-0.58	-6.46	-15.77 ^c	-15.98	1.02
14	15	-5.28	-7.89 ^c	-11.09 ^c	-3.87 ^c	-11.74	-23.66 ^b	-27.07 ^c	-2.84
15	14	4.59	4.98	3.72	4.78	-7.15	-18.68	-23.36	1.94
16	14	-0.24	-1.62	0.35	-0.66	-7.40	-20.30	-23.01	1.28
17	14	2.43	4.25 ^b	1.84	2.37	-4.97	-16.04	-21.17	3.65
18	14	0.90	0.31	3.24	1.12	-4.07	-15.73	-17.93	4.77
19	14	0.31	0.83	-4.21 ^a	3.99 ^b	-3.77	-14.90	-22.14	8.76
20	14	-3.77 ^b	-2.66 ^b	-5.01	-6.98 ^b	-7.53	-17.57	-27.15	1.79
21	14	4.68	6.16	9.70 ^c	3.61	-2.86	-11.41	-17.45	5.40
22	13	5.74 ^b	6.62 ^b	-0.17	6.99 ^a	2.88	-4.79	-17.62	12.38
23	13	-1.49	-3.43	-3.90	-2.77	1.39	-8.22	-21.53	9.62
24	13	5.99	6.22	6.06	5.34	7.38	-2.00	-15.47	14.95
25	13	-0.87	-2.30	0.38	-1.66	6.51	-4.30	-15.08	13.29
26	13	-1.06	-1.37	-4.19	0.62	5.45	-5.67	-19.27	13.92
27	13	0.09	-1.72	-2.38	1.62	5.53	-7.39	-21.65	15.54
28	13	-2.31	-1.76	-5.93 ^c	-3.08 ^b	3.23	-9.15	-27.58	12.45
29	13	1.19	1.91	0.93	1.67	4.41	-7.25	-26.65	14.12
30	13	-2.76	-2.61	-2.57 ^c	-9.81 ^c	1.65	-9.86	-29.21	4.31
31	13	-3.18 ^b	-3.80 ^b	-3.97	-0.38	-1.53	-13.65	-33.19	3.93
32	11	-1.86	-1.87	-2.09	-1.03	-3.39	-15.53	-35.28	2.90
33	10	-0.87	-1.56	-3.48 ^c	-1.85	-4.25	-17.09	-38.76 ^c	1.05
34	10	2.51	1.78	1.60	5.92 ^c	-1.74	-15.31	-37.17	6.97
35	10	3.37 ^c	4.64 ^b	-0.19	4.25 ^c	1.62	-10.68	-37.36	11.22
36	10	-3.01	-2.95	-0.09	-0.46	-1.39	-13.63	-37.45	10.76

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

4.5. *Análisis a través del método de carteras de fecha de calendario*

Un método alternativo para analizar el comportamiento a largo plazo de las OPS es el empleo de una cartera muestral construida no respecto de la fecha del suceso, como así lo hicimos en el método de los rendimientos compuestos y de los rendimientos acumulados, sino en fecha de

calendario. El comportamiento de esta cartera se analiza con relación a un modelo de valoración o a alguna otra referencia. En cualquier caso, la cartera se forma cada mes natural con aquellas empresas muestrales que hayan realizado una OPS en los τ meses anteriores (en nuestro caso, $\tau = 12, 24$ ó 36 meses). Al construir de esta forma la cartera muestral, las correlaciones en sección cruzada de las empresas de la muestra se incorporan en la varianza de la cartera. Este hecho significa una mejora trascendental, de acuerdo con la anterior evidencia aportada del problema de ausencia de independencia, fundamentalmente respecto de la metodología de los rendimientos compuestos, ya que, recordemos, ésta asume independencia de los rendimientos anormales individuales.

Vamos a realizar el análisis del comportamiento a largo plazo de las OPS mediante las dos variantes comentadas: en primer lugar, estimamos el rendimiento anormal medio mensual a través de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993); y en segundo lugar, estimamos la media de la serie de rendimientos anormales medios de cada mes natural.

4.5.1. Regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

En cada mes natural del periodo de tiempo comprendido entre abril de 1994 y diciembre de 2000 calculamos el rendimiento equiponderado y ponderado de una cartera formada por todas las empresas que realizaron una OPS en los τ meses naturales anteriores a dicho mes (donde τ es igual a 12, 24 ó 36 meses según la ventana que analicemos). La ponderación de los rendimientos se realiza en función del valor de mercado de la empresa en el mes de junio anterior al del mes natural en curso. Cada mes la cartera se reajusta, extrayendo de ella aquellas empresas que concluyen el periodo de análisis de τ meses, e incorporando a la misma las empresas que hubieran realizado una OPS en el mes natural anterior. A partir de la anterior cartera muestral, calculamos el exceso de rendimiento en cada mes natural. La serie de excesos de rendimientos así calculados se emplea para estimar la siguiente regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993):

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + \varepsilon_{pt}, \quad [21]$$

donde R_{pt} es el rendimiento en el mes natural t de la cartera de 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, SMB_t es la diferencia entre los rendimientos de carteras construidas con empresas pequeñas y grandes y HML_t es la diferencia entre los rendimientos de carteras formadas por empresas con altos y bajos cocientes VC/VM.⁶³ Si el pobre comportamiento de las empresas que emiten títulos es una

⁶³ La construcción de los factores SMB y HML se explica detalladamente en Fama y French (1992,1993).

mera manifestación de diferentes efectos tales como diferencias en riesgo, tamaño y cociente VC/VM, entonces la estimación de la constante del modelo de Fama y French (1993) en las diferentes regresiones no debería ser ni económica ni estadísticamente distinta de cero. Por consiguiente, dado el modelo, la estimación de la constante (α_p) permite contrastar la hipótesis nula de que el rendimiento anormal mensual medio de la cartera formada por empresas de la muestra es cero, indicando, por tanto, la ausencia de mal comportamiento. Esto es:

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

Si, por el contrario, el modelo de Fama y French (1993) no es capaz de describir correctamente los rendimientos esperados, entonces la constante refleja dos efectos combinados: el mal comportamiento de la muestra y la mala especificación del modelo. En este último caso, si la muestra presenta características que el modelo no puede valorar correctamente, entonces la hipótesis nula puede ser rechazada, indicando la existencia de mal comportamiento a largo plazo, cuando no es así (error tipo I). En la próxima sección investigamos este problema.

4.5.1.1. Capacidad explicativa del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

Con el objeto de obtener evidencia acerca de la capacidad explicativa del modelo de tres factores de Fama y French (1993) hemos estimado la constante del modelo, recogido en la expresión [21], a partir de su regresión sobre nueve carteras equiponderadas y ponderadas construidas según las características tamaño y cociente VC/VM de forma análoga a Fama y French (1993) y Mitchell y Stafford (2000). Además del modelo de tres factores de Fama y French (1993), hemos estimado la constante a partir de las regresiones de un modelo de un sólo factor, con el fin de determinar si la adición de más factores permite mejorar la especificación del modelo y, por ende, incrementar la confiabilidad de los resultados obtenidos. La constante estimada es la del modelo CAPM estándar recogido en la expresión [22].

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_t, \quad [22]$$

Las nueve carteras han sido construidas tal y como se explica en el apartado 3.2, por lo que no han sufrido ningún tipo de purga. Las series temporales de rendimientos abarcan desde julio de 1991 hasta diciembre de 2000, para un total de 114 observaciones mensuales. Todas las regresiones se han realizado mediante mínimos cuadrados ordinarios. Los estadísticos t han sido corregidos por heteroscedasticidad mediante White (1980).

Con el fin de simplificar la presentación, tan sólo se muestran los resultados referidos al valor de la constante y el coeficiente de determinación de la regresión, estando ambos expresados en porcentaje.

Los resultados correspondientes al modelo CAPM estándar se recogen en la tabla 14, mientras que los referidos al modelo de tres factores de Fama y French (1993) se presentan en la tabla 15. Los resultados obtenidos indican que ninguno de los dos modelos es capaz de describir completamente la sección cruzada de los rendimientos esperados, lo cual se desprende de las varias constantes significativamente distintas de cero halladas. Los resultados obtenidos con el modelo de Fama y French (1993), modelo del que vamos a hacer uso en nuestro estudio del comportamiento anormal a largo plazo, son consistentes, con matices, con el de Fama y French (1993) y el de Mitchell y Stafford (2000). Sin embargo, no coincide con el obtenido para nuestro mercado por Nieto (2001), quien estima el modelo de regresión recogido en la expresión [21] para diez carteras según tamaño para el periodo enero de 1982 a diciembre de 1998. Nieto (2001) no encuentra ninguna de las 10 constantes estadísticamente significativa, lo cual indicaría que los tres factores especifican correctamente el modelo.⁶⁴

TABLA 14. Capacidad explicativa del modelo CAPM estándar. Las regresiones se realizan sobre el exceso de rendimiento de 9 carteras formadas según tamaño y cociente VC/VM en el periodo que abarca desde julio de 1991 a diciembre de 2000 (114 observaciones mensuales). Como índice de mercado se ha tomado el IGBM. Todas las regresiones se han realizado mediante mínimos cuadrados ordinarios, corrigiéndose los estadísticos *t* por heteroscedasticidad según el método de White (1980). La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

			TAMAÑO		
			Pequeño	Mediano	Grande
Panel A: Constante					
CARTERAS EP	Cociente VC/VM	Bajo	-0.27	-0.38	0.07
		Medio	-0.02	-0.08	0.19
		Alto	-0.78	0.25	0.35
CARTERAS PV	Cociente VC/VM	Bajo	-0.31	-0.38	0.39 ^c
		Medio	0.20	-0.21	0.67 ^a
		Alto	-0.87	0.14	0.44
Panel B: R² ajustado					
CARTERAS EP	Cociente VC/VM	Bajo	31.95	58.50	83.47
		Medio	37.51	63.24	76.24
		Alto	42.23	54.33	58.47
CARTERAS PV	Cociente VC/VM	Bajo	33.25	56.17	87.08
		Medio	33.90	61.02	85.70
		Alto	45.14	56.19	51.48

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

⁶⁴ No obstante, en un análisis posterior ninguno de los factores es relevante en la explicación de los rendimientos en sección cruzada.

TABLA 15. Capacidad explicativa del modelo de tres factores de Fama y French (1993). Las regresiones se realizan sobre el exceso de rendimiento de 9 carteras formadas según tamaño y cociente VC/VM en el periodo que abarca desde julio de 1991 a diciembre de 2000 (114 observaciones mensuales). Los factores del modelo se han construido según Fama y French (1993), tomándose como índice de mercado el IGBM. Todas las regresiones se han realizado mediante mínimos cuadrados ordinarios, corrigiéndose los estadísticos *t* por heteroscedasticidad según el método de White (1980). La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

			TAMAÑO		
			Pequeño	Mediano	Grande
Panel A: Constante					
CARTERAS EP	Cociente VC/VM	Bajo	0.33	0.01	0.10
		Medio	0.68	0.17	0.20
		Alto	-0.11	0.61 ^a	0.32
CARTERAS PV	Cociente VC/VM	Bajo	0.30	0.01	0.42 ^b
		Medio	0.87	0.07	0.58 ^b
		Alto	-0.26	0.48 ^b	0.27
Panel B: R² ajustado					
CARTERAS EP	Cociente VC/VM	Bajo	57.84	76.39	83.41
		Medio	62.69	81.89	78.09
		Alto	79.95	88.39	69.86
CARTERAS PV	Cociente VC/VM	Bajo	58.16	73.53	88.17
		Medio	55.69	79.71	86.35
		Alto	82.98	83.68	69.28

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

Existen, en cualquier caso, dos aspectos interesantes que merecen ser destacados. En primer lugar, en todos los casos en los que la constante aparece como relevante, su signo es positivo. Esto conduce a que los resultados que obtengamos en el estudio del comportamiento a largo plazo de las OPS sean más conservadores. En segundo lugar, obsérvese cómo, aunque la inclusión de más factores respecto del modelo CAPM estándar no elimina la existencia de constantes relevantes, sí que produce una mejora del coeficiente de determinación. Esta mejora es especialmente importante, según el tamaño, en las carteras pequeñas y, según cociente VC/VM, en las carteras con un cociente alto, tanto cuando las carteras se forman equiponderadas como ponderadas.

4.5.1.2. Resultados del análisis mediante la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

La tabla 16 muestra la constante, su estadístico *t* asociado y el coeficiente de determinación de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del modelo de Fama y French (1993) –recogido en la expresión [21]–, donde la variable dependiente es el exceso de rendimiento mensual de la cartera formada con las empresas de la muestra de OPS. Cada mes natural la cartera se reajusta, eliminando aquellas empresas para las que finaliza la ventana de estudio y se incorporan aquellas otras que realizaron una OPS en el mes natural anterior. El rendimiento mensual se calcula equiponderado (EP) y ponderado por el valor de mercado (PV). Todas las regresiones abarcan

desde abril 1994 (fecha de la primera OPS de la muestra) hasta diciembre de 2000 para un total de 81 observaciones, cuando fue posible. Los estadísticos t han sido calculados de acuerdo con White (1980).

En los paneles A, B y C se presentan los resultados correspondientes a una ventana de estudio de 12, 24 y 36 meses, respectivamente. La evidencia aportada indica que, por término medio, las empresas que realizan una OPS presentan un rendimiento anormal negativo, significativo para un nivel de confianza del 99%, del -2.25% mensual en el año posterior a la fecha de la oferta. La mala evolución de las empresas que realizan este tipo de ofertas se reduce, aunque no deja de ser estadísticamente significativa, cuando la ventana de estudio se amplía. Así, las OPS presentan un rendimiento anormal medio en los 24 meses posteriores a la oferta del -1.19% (panel B), significativo para un nivel de confianza del 99%, mientras que el rendimiento anormal medio disminuye hasta el -0.72% , significativo para un nivel de confianza del 90%, en los 36 meses posteriores a la OPV (panel C). Cuando ponderamos los rendimientos, el rendimiento anormal negativo se reduce, pasando a ser del -1.79% , significativo para un nivel de confianza del 95%, en la ventana de 12 meses, dejando de ser estadísticamente significativo en las ventanas de estudio más amplias.

TABLA 16. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas (EP) y ponderadas por valor de mercado (PV) de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS). La variable dependiente es el exceso de rendimiento mensual de una cartera formada con las empresas de la muestra de OPS que hubieran realizado una oferta pública de venta en los τ meses anteriores. Cada mes natural la cartera se reajusta, eliminando aquellas empresas para las que finaliza la ventana de estudio y se incorporan aquellas otras que realizaron una OPS en el mes natural anterior. La muestra de empresas consta de todas las OPS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 1999, habiendo sido excluidas aquéllas que se viesen afectadas por otra OPS en los 36 meses siguientes. En total, la muestra se compone de 15 casos. Las ventanas que se analiza son de 12, 24 y 36 meses posteriores a la oferta (paneles A, B y C) y el periodo que abarca desde el mes 13 hasta el 36 tras el suceso (panel D). La segunda columna presenta los resultados de carteras muestrales equiponderadas (EP), mientras que en la última columna los rendimientos están ponderados por el valor de mercado (PV). Todas las regresiones abarcan desde abril 1994 (fecha de la primera OPS de la muestra) hasta diciembre de 2000 para un total de 81 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 (1980). La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

	EP	PV
PANEL A: 12 MESES		
Constante	-2.25 ^a	-1.79 ^b
Estadístico t	-3.91	-2.61
R ² Ajustado	45.97	39.96
PANEL B: 24 MESES		
Constante	-1.19 ^a	-0.78
Estadístico t	-2.73	-1.05
R ² Ajustado	62.89	36.40
PANEL C: 36 MESES		
Constante	-0.72 ^c	0.13
Estadístico t	-1.68	0.18
R ² Ajustado	68.61	38.98
PANEL D: MESES 13-36		
Constante	-0.14	0.14
Estadístico t	-0.20	0.13
R ² Ajustado	58.01	28.34

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

Los resultados obtenidos señalan, en principio, que (i) el mal comportamiento detectado no está asociado con las empresas grandes; y que (ii) el ajuste del precio que realiza el mercado de las OPS se extiende hasta los 3 años tras la oferta pública. Sin embargo, esta última apreciación debe ser analizada de nuevo a la vista de los resultados obtenidos para las OPS en la metodología de los rendimientos acumulados. Comentamos entonces que el mal comportamiento de las OPS, a la luz de la tabla 12 y del gráfico 3, se concentraba durante los primeros 12 meses tras el suceso. Con el fin de corroborar esta intuición, estimamos de nuevo la constante del modelo de regresión recogido en la expresión [21] siendo ahora el criterio de construcción de la cartera muestral el siguiente: en cada mes natural se incorpora a la cartera aquellas empresas que realizaron una OPS 13 meses naturales antes y se eliminan aquéllas que alcanzan el final de la ventana de 36 meses. En el panel D de la tabla 16 se muestran los resultados obtenidos en este nuevo análisis. Como se observa, ninguna de las constantes estimadas resulta estadísticamente significativa, lo cual confirma nuestra anterior intuición de que el mal comportamiento de las OPS se concentra en el primer año tras la oferta pública. El mal comportamiento detectado en las ventanas de 24 y 36 meses es, por tanto, efecto del hecho de medir el mal comportamiento posterior a la oferta mediante una media.

4.5.1.3. Robustez de los resultados obtenidos con el método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

Ya hemos comentado que aunque el método de la regresión en serie temporal resuelve el problema de la dependencia en sección cruzada, problema éste que limita la confianza en los anteriores métodos, puede presentar algunos inconvenientes potenciales que es necesario tener en cuenta. En concreto, nos vamos a referir a (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,⁶⁵ 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; y (iii) el bajo poder que puede exhibir si los factores están contaminados con aquellas empresas de las cuales se desea analizar su comportamiento.

Para finalizar esta sección realizamos una prueba directa de la robustez de los resultados obtenidos con la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993) de la cartera muestral de OPS. Para ello analizamos el comportamiento de las empresas de control que son similares a las anteriores en todas las características importantes (tamaño y cociente VC/VM) excepto que no han realizado una OPV.

⁶⁵ Véase Loughran y Ritter (1995, 2000).

Heteroscedasticidad

Una propuesta común [Franks et al. (1991), Lyon et al. (1999)] para resolver el primero de los inconvenientes potenciales señalados, esto es, la posibilidad de que la varianza residual de la cartera varíe con el tiempo como consecuencia del cambio en la composición de la cartera, es el empleo de mínimos cuadrados ponderados, donde el factor de ponderación viene determinado por el número de empresas en la cartera. No obstante, Mitchell y Stafford (2000) argumentan que esta forma de estimación frustra el propio objetivo de tener en cuenta la dependencia en sección cruzada entre los residuos de las empresas individuales al formar carteras de acuerdo con el calendario, ya que la transformación que implica la estimación mediante mínimos cuadrados ponderados asume que los residuos son independientes. Estos autores investigan el problema, para lo cual generan la distribución empírica de los estadísticos t mediante un procedimiento de bootstrapping, encontrando que las inferencias realizadas no se ven afectadas por los nuevos valores críticos de la distribución empírica. Como posteriormente veremos al emplear el método del rendimiento anormal medio (MMAR), método que sí corrige por la posible existencia de heteroscedasticidad, éste no parece ser un problema relevante en el análisis.

Elevado versus bajo volumen de emisión

Respecto del posible bajo poder del método de la regresión en serie temporal como consecuencia de ponderar por igual todos los meses, analizamos si existe un comportamiento distinto entre los periodos de elevado volumen emisor y los periodos de bajo volumen emisor de forma similar a Mitchell y Stafford (2000). Para ello, volvemos a estimar todas las regresiones de la tabla 22 tras incluir dos variables ficticias indicadoras del nivel del volumen de emisión en cada mes natural. Como los anteriores autores, definimos la actividad emisora de un mes natural determinado como el cociente entre el número de empresas que en dicho mes han realizado una OPS (estén o no incluidas en la cartera muestral) para la ventana de estudio de τ meses y el número de empresas que se negocian en el SIBE es ese mismo mes natural. A continuación, calculamos los percentiles correspondientes a la actividad emisora en el periodo que abarca las regresiones de la tabla 16 (enero de 1993 hasta diciembre de 1999). La variable ficticia indicadora de un elevado volumen emisor es igual a uno en un determinado mes natural cuando la actividad emisora de dicho mes se sitúa por encima del percentil setenta, siendo cero en caso contrario; mientras que la variable ficticia indicadora de un bajo volumen emisor es igual a uno en un determinado mes natural cuando la actividad emisora de dicho mes se sitúa por debajo del percentil treinta, siendo cero en caso contrario. Ninguna de las dos variables ficticias resultó estadísticamente significativa, bien equiponderando bien ponderando por el valor de mercado las carteras, excepto en el caso de una cartera ponderada en la ventana de 12 meses tras la oferta, siendo el rendimiento anormal medio del -2.67% (estadístico t de -2.37 , significativo para un nivel de confianza del 95%) en los periodos de actividad emisora normal, de 2.90% (estadístico t de 1.70 , significativo para un nivel de confianza

del 90%) en los periodos de baja actividad emisora, y de 0.76% (estadístico t de 0.42) en los periodos de elevada actividad emisora. Como en Mitchell y Stafford (2000), nuestra evidencia no es consistente, al menos con la actual muestra, con la hipótesis de Loughran y Ritter (1995, 2000) de que el mal comportamiento es más intenso en los periodos en los que se concentra un mayor número relativo de sucesos.

Contaminación de los factores del modelo de Fama y French (1993)

Como ya hemos comentado, Loughran y Ritter (2000) argumentan que el hecho de que los factores del modelo de Fama y French (1993) se construyan incluyendo las mismas empresas de las que se desea analizar su comportamiento tras un determinado suceso (una OPV, en nuestro caso) puede conducir a que este método presente un bajo poder para detectar un mal comportamiento de las empresas de la muestra. Por consiguiente, argumentan que dado que se trata de un modelo de valoración empírico, y al igual que se procede cuando el comportamiento de la muestra se analiza respecto de una cartera o empresa de control, es lícito purgar los factores de las empresas que se van a analizar.

A partir de la anterior argumentación, hemos investigado la incidencia de la contaminación de los factores del modelo de Fama y French (1993) en las anteriores estimaciones. Para ello, hemos reconstruido los factores SMB y HML del modelo, eliminando la serie de rendimientos mensuales correspondientes al mes del suceso y los 36 meses naturales posteriores de todas aquellas empresas del SIBE que realizaron una OPV, bien inicial bien subsiguiente, desde enero de 1993 hasta diciembre de 2000. La tabla 17 recoge la estimación de la constante, su estadístico t y el coeficiente de determinación del modelo de regresión [21] tras purgar los factores SMB y HML de ofertas públicas de venta.

El resultado más interesante que obtenemos es que la magnitud del rendimiento anormal medio mensual, tanto cuando los rendimientos de la cartera muestral son equiponderados como ponderados, es ligeramente mayor tras purgar los factores SMB y HML del modelo de Fama y French (1993). Esto indicaría que, efectivamente, existe un problema de contaminación de los factores y que éste actúa disminuyendo el poder de este método para detectar un mal comportamiento de las OPS tras el suceso. Aunque se intensifica la significación estadística de una cartera ponderada en una ventana de 12 meses, la magnitud del impacto, en cualquier caso, puede ser calificada como de pequeña.

TABLA 17. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) con los factores SMB y HML purgados de ofertas públicas de venta para carteras equiponderadas y ponderadas por valor de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS). En esta tabla se presenta la misma información que en la tabla 16, salvo que ahora los factores SMB y HML del modelo de tres factores de Fama y French (1993) han sido purgados de ofertas públicas de venta. En concreto, en la construcción de los anteriores factores se ha eliminado el rendimiento del mes de la oferta y el rendimiento de los 36 meses naturales siguientes de todas aquellas empresas que realizaron una OPV en el periodo comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 2000. La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje. Para el resto de los detalles, véase la tabla 16.

	EP	PV
PANEL A: 12 MESES		
Constante	-2.27 ^a	-1.86 ^a
Estadístico <i>t</i>	-3.82	-2.67
R ² Ajustado	43.45	38.31
PANEL B: 24 MESES		
Constante	-1.25 ^a	-0.84
Estadístico <i>t</i>	-2.85	-1.16
R ² Ajustado	61.63	37.90
PANEL C: 36 MESES		
Constante	-0.80 ^c	0.08
Estadístico <i>t</i>	-1.81	0.12
R ² Ajustado	65.76	40.28
PANEL D: MESES13-36		
Constante	-0.31	0.05
Estadístico <i>t</i>	-0.43	0.04
R ² Ajustado	54.39	28.88

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

Comportamiento de las empresas de control

Si el modelo de factores es la referencia apropiada para los rendimientos esperados de las OPS, entonces también debería serlo para las empresas de control que son similares a las anteriores en todas las características importantes (tamaño y cociente VC/VM) excepto que no han realizado una OPV. Bajo esta hipótesis, no deberíamos encontrar rendimientos anormales al analizar las empresas de control. Para llevar a cabo este análisis sustituimos el rendimiento de las OPS en las respectivas carteras de fecha de calendario por el correspondiente de la empresa de control seleccionada según tamaño y cociente VC/VM, empresas que empleamos en el resto de análisis,⁶⁶ y estimamos la constante del modelo de regresión [21]. Los resultados se muestran en la tabla 18.

Como se observa, las empresas de control no experimentan un mal comportamiento para ninguno de los horizontes temporales analizados. Únicamente obtenemos rendimientos anormales estadísticamente significativos (al 90% de confianza) en la ventana de 24 meses cuando los rendimientos se calculan ponderados y en la ventana de 36 meses cuando los rendimientos se calculan equiponderados. No obstante, en ambos casos los rendimientos anormales tienen signo positivo, lo cual es consistente con los resultados

⁶⁶ Véase la sección 4.1 para los criterios de selección empleados.

obtenidos en la tabla 15 cuando analizamos la capacidad explicativa del modelo de tres factores de Fama y French (1993).

TABLA 18. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas y ponderadas por valor de empresas de control de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS). En esta tabla se presenta información análoga a la de la tabla 16. El rendimiento de la cartera de fecha de calendario de OPS ha sido substituido, ahora, por el correspondiente rendimiento mensual de las empresas de control según las características tamaño y cociente VC/VM seleccionadas en la sección 4.1. La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

	EP	PV
PANEL A: 12 MESES		
Constante	0.02	0.17
Estadístico t	0.03	0.22
R ² Ajustado	40.65	40.61
PANEL B: 24 MESES		
Constante	0.23	0.97 ^c
Estadístico t	0.47	1.95
R ² Ajustado	63.31	66.09
PANEL C: 36 MESES		
Constante	0.64 ^c	0.78
Estadístico t	1.76	1.48
R ² Ajustado	74.53	67.30

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

4.5.2. Rendimiento anormal mensual medio

Este método es similar al método de la regresión en serie temporal en el sentido de que el rendimiento anormal de la cartera muestral se calcula en cada mes natural, de tal forma que la varianza de la cartera incorpora cualquier dependencia en sección cruzada que pudiera existir entre los rendimientos anormales de las empresas individuales. Como antes, la cartera muestral se reajusta cada mes con el objeto de eliminar de ella aquellas empresas que concluyen el periodo de análisis de τ meses (12, 24, 36 meses), y de incorporar las empresas que hubieran realizado una OPS en el mes natural anterior. En este caso, aproximamos el rendimiento esperado mediante las referencias de las que hicimos uso con los métodos de rendimientos compuestos y acumulados.

4.5.2.1. Cálculo del rendimiento anormal, hipótesis y contrastes estadísticos

El rendimiento anormal (AR_{it}) en el mes natural t de una empresa i que hubiera realizado una OPS en los τ meses naturales anteriores se calcula como sigue:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{CONTROL,t}), \quad [23]$$

donde $E(R_{CONTROL,t})$ es el rendimiento esperado en el mes natural t aproximado a través del IGBM, una adecuada cartera y empresa según tamaño y cociente VC/VM y, por último, a través de una cartera representativa del sector de actividad. En cada mes natural t , se calcula el rendimiento anormal medio (MAR_t) de las empresas de la muestra:

$$MAR_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} \cdot AR_{it}, \quad [24]$$

donde N_t es el número de empresas en la cartera muestral en el mes t y w_{it} es el peso asignado a la empresa i . El peso w_{it} es $1/N_t$ cuando los rendimientos anormales se calculan equiponderados, y $VM_{it} / \sum_{i=1}^{N_t} VM_{it}$ cuando los rendimientos anormales se calculan ponderados por el valor de mercado, donde VM hace referencia al valor de mercado de la empresa i en el mes de junio anterior al mes natural en curso t . Por último, se calcula la media de los rendimientos anormales medios mensuales (\overline{MAR}_τ) para la ventana de estudio de τ meses como sigue:

$$\overline{MAR}_\tau = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T MAR_t, \quad [25]$$

donde T es el número total de meses naturales en los que existe observaciones de la cartera de OPS entre abril de 1994 y diciembre de 2000.

La hipótesis a contrastar, como es habitual, es la existencia o no de mal comportamiento tras la OPV, esto es:

$$H_0: \overline{MAR}_\tau = 0, \quad \text{versus} \quad H_1: \overline{MAR}_\tau \neq 0.$$

Para llevar a cabo la inferencia estadística realizamos el siguiente refinamiento. Siguiendo a Jaffe (1974) y Mandelker (1974), en cada mes natural dividimos el rendimiento anormal medio mensual (MAR_t) entre una estimación de su desviación típica. Con la estandarización logramos un doble propósito. Por un lado, al estandarizar los rendimientos anormales corregimos 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)]. En consecuencia, el estadístico t convencional recogido en la expresión [9] se calcula a partir de la serie temporal de rendimientos anormales medios mensuales estandarizados.

4.5.2.2. Resultados del análisis mediante el rendimiento anormal mensual medio

La tabla 19 recoge los resultados cuando los rendimientos anormales mensuales se calculan de forma equiponderada (EP) y ponderada por el valor de mercado (PV).⁶⁷

TABLA 19. Rendimiento anormal mensual medio de carteras equiponderadas (EP) y ponderadas por el valor de mercado (PV) de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS). Cada mes natural se calcula el rendimiento anormal medio (equiponderado) de aquellas empresas de la muestra que hubieran realizado una OPS en los τ meses anteriores ($\tau = 12, 24, 36$ meses), eliminándose de la cartera aquellas empresas para las que finaliza la ventana de estudio e incorporándose aquellas otras que realizaron una OPS en el mes natural anterior. El rendimiento esperado se aproxima a través del IGBM, una adecuada cartera formada en función del tamaño y del cociente VC/VM, una cartera equiponderada representativa del sector de actividad y una empresa de control en función del tamaño y del cociente VC/VM. La muestra de empresas consta de todas las OPS realizadas en el SIBE desde enero de 1993 hasta diciembre de 1999, habiendo sido excluidas aquellas que se viesen afectadas por otra OPV en los 36 meses siguientes. En total, la muestra se compone de 15 casos. Las ventanas que se analizan son de 12, 24 y 36 meses posteriores a la oferta (paneles A, B y C) y el periodo que abarca desde el mes 13 hasta el 36 tras el suceso (panel D). Todas las series temporales de rendimientos anormales mensuales abarcan desde abril 1994 (fecha de la primera OPV de la muestra) hasta diciembre de 2000 para un total de 81 observaciones, cuando fue posible. El dato que se muestra es la media de la serie temporal de rendimientos anormales medios mensuales. Los estadísticos t han sido calculados a partir de la serie temporal de rendimientos anormales mensuales estandarizados. Todos los rendimientos están expresados en porcentaje.

	EP		PV	
	MAR τ	Est. t	MAR τ	Est. t
PANEL A: 12 MESES				
IGBM	-2.59 ^a	-2.99	-0.58 ^c	-1.91
Cartera tamaño y cociente VC/VM	-2.45 ^b	-2.63	-0.70 ^c	-1.71
Sector	-1.94 ^b	-2.02	-0.63	-0.69
Empresa de control	-2.01 ^b	-2.41	-0.27	-1.43
PANEL B: 24 MESES				
IGBM	-1.64 ^c	-1.88	-0.11	-1.58
Cartera tamaño y cociente VC/VM	-1.71 ^a	-2.74	-0.13 ^a	-2.65
Sector	-0.96	-0.05	0.06	-0.28
Empresa de control	-1.46 ^b	-2.17	-0.27 ^b	-2.63
PANEL B: 36 MESES				
IGBM	-1.04 ^b	-2.47	0.01	0.89
Cartera tamaño y cociente VC/VM	-1.09 ^a	-3.37	-0.17 ^b	-2.09
Sector	-0.39	-0.20	-0.01	0.32
Empresa de control	-1.37 ^a	-2.87	-0.47 ^b	-2.30
PANEL D: MESES 13-36				
IGBM	-0.30	-0.79	0.09	-0.37
Cartera tamaño y cociente VC/VM	-0.17	0.19	0.08	0.64
Sector	0.47	-1.17	0.12	-0.97
Empresa de control	-1.11	-1.09	-0.35	-1.13

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

Los resultados recogidos en la tabla 19 son similares a los alcanzados mediante la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993), presentando las mismas pautas que los obtenidos anteriormente. Así, encontramos que la muestra exhibe un mal

⁶⁷ En ambos casos, el comportamiento de las muestras se mide a través del rendimiento anormal medio mensual, mientras que los estadísticos t se calculan a partir de las series de rendimientos anormales medios mensuales estandarizados, con lo que es posible que en algunos casos el rendimiento anormal medio mensual esté asociado con un estadístico t que presente un signo contrario.

comportamiento tras el suceso. La magnitud del rendimiento anormal negativo estadísticamente significativo (indicativo de mal comportamiento) disminuye a medida que la ventana de análisis se amplía tanto bajo un esquema de rendimientos equiponderados como ponderados, siendo éstos últimos inferiores, en cualquier caso a los primeros. Sin embargo, si analizamos el comportamiento de ambas muestras desde el mes 13 hasta el 36 tras la oferta (panel D de la tabla 19), hallamos que el mal comportamiento está concentrado en los primeros doce meses tras el suceso y en las empresas con menor capitalización, siendo el mal comportamiento detectado en las ventanas más amplias fruto de la forma de estimación. En este sentido, cabría destacar que el rendimiento anormal mensual medio en los doce primeros meses tras la OPS, calculado de forma equiponderada, se sitúa entre el -2.59% cuando la referencia empleada es el IGBM (significativo para un nivel de confianza del 99%), y el -1.94% cuando la referencia es una cartera representativa del sector de actividad (significativo para un nivel de confianza del 95%). Al ponderar por la capitalización bursátil el cálculo del rendimiento anormal, su magnitud y significatividad en el año posterior a la emisión se reducen a -0.70% y -0.58% (ambos significativos para un nivel de confianza del 90%) para el caso de una cartera por tamaño y cociente VC/VM y el IGBM, respectivamente, siendo no significativos para el resto de las referencias.

4.6. Análisis del comportamiento en los doce meses posteriores a la oferta pública de venta. Muestra ampliada

La evidencia obtenida en los análisis anteriores ha puesto al descubierto que la muestra de OPS presenta un mal comportamiento en los doce meses posteriores a la emisión. Este mal comportamiento se plasma en la existencia de un rendimiento anormal para dicho periodo del -27% ,⁶⁸ y se caracteriza porque parece ser más intenso en las empresas de menor tamaño. A partir de esta evidencia, nos proponemos en esta sección analizar con mayor detalle el comportamiento de las OPS. Para ello, en primer lugar relajamos el criterio de composición de la muestra, reduciendo de 36 meses a 12 meses la ventana de no solapamiento. De esta forma logramos incrementar el tamaño muestral. A continuación, investigamos el comportamiento de la muestra ampliada únicamente en los 12 meses posteriores al suceso, clasificando las empresas de la muestra en función de las características tamaño y cociente VC/VM. El método que empleamos en la estimación del mal comportamiento es el de las carteras de fecha de calendario, por ser éste el que nos ofrece una mayor confiabilidad.

⁶⁸ Este rendimiento se corresponde con el rendimiento anormal medio mensual obtenido mediante la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993) para la ventana de 12 meses (panel A de la tabla 16) anualizado. Nótese que este resultado coincide con el rendimiento anormal equiponderado acumulado en los 12 primeros meses (tabla 12) para las referencias IGBM y cartera y empresa de control según tamaño y cociente VC/VM.

4.6.1. Características de la muestra ampliada

Para la selección de la nueva muestra, excluimos de la base de datos original⁶⁹ aquellas ofertas realizadas por la misma empresa que se solapen en una ventana de 12 meses posteriores al suceso. Con la aplicación de este criterio, la muestra pasa a tener un tamaño de 23 casos, ocho casos más, habiendo sido realizadas las 23 OPS por 19 empresas distintas. La tabla 20 recoge la distribución anual y el valor (expresado en millones de euros de 1993) de las emisiones.

TABLA 20. Distribución anual de las ofertas públicas subsiguientes de la muestra ampliada. La tabla recoge todas las ofertas públicas de venta realizadas en el SIBE por emisores no extranjeros en el periodo 1993–1999, excluidas las ofertas posteriores a un suceso en una ventana de 12 meses. Además, se muestra el valor total de las emisiones expresado en millones de euros de 1993, calculado como el número de acciones emitidas por el precio medio, o en su defecto el precio minorista de la OPV, deflactado mediante el deflactor del PIB.

	Subsiguientes		Total OPV	
	Núm.	Valor	Núm.	Valor
1993	1	657,60	1	657,60
1994	4	1.262,99	6	1.569,50
1995	2	1.075,54	3	1.136,28
1996	3	972,52	7	1.294,42
1997	5	1.360,61	13	2.721,22
1998	4	3.539,78	13	4.194,10
1999	4	4.980,53	15	9.565,53
Total	23	13.849,57	58	21.138,64

Fuente: elaboración propia a partir de la CNMV, diario Expansión, Arcas y Ruiz (1999) y Banco de España.

Si comparamos la actual muestra (tabla 20) con la muestra anteriormente empleada (tabla 2), podemos comprobar que el incremento de la muestra en ocho casos ha supuesto que el montante emitido (en unidades monetarias de 1993) haya pasado de 3.886 millones de euros a 13.849 millones de euros, esto es, un incremento del 250%. Este incremento espectacular conduce a que el volumen total de fondos emitidos que representa la muestra ampliada duplica a la muestra inicial (21.139 millones de euros frente a 11.118 millones de euros).

No obstante lo anterior, el aspecto más importante a destacar estriba en que los ocho nuevos casos de OPS se concentran entre las empresas grandes (panel A de la tabla 21), pasando este grupo a representar más del 56% del total de la muestra de OPS (panel B de la tabla 21), frente al 33% que suponía en la muestra inicial (panel B de la tabla 7). De acuerdo con la evidencia obtenida hasta el

⁶⁹ Véase la sección 3.1.

momento, este hecho implicaría una disminución en la magnitud de los rendimientos anormales negativos estimados.

Tabla 21. Distribución de la muestra de ofertas públicas de venta por tamaño y cociente VC/VM.

		TAMAÑO			Total
		Pequeñas	Medianas	Grandes	
<i>PANEL A: DISTRIBUCIÓN</i>					
COCIENTE VC/VM	Bajo	—	1	7	8
	Medio	1	4	6	11
	Alto	2	2	—	4
	Total	3	7	13	23
<i>PANEL B: PESO</i>					
COCIENTE VC/VM	Bajo	—	4.35	30.43	34.78
	Medio	4.35	17.39	26.09	47.83
	Alto	8.70	8.70	—	17.39
	Total	13.04	30.43	56.52	100.00

Por lo que se refiere a la distribución sectorial (tabla 22), los ocho nuevos casos implican la introducción de tres nuevos sectores de actividad económica respecto de los presentados en la tabla 8. En concreto, los nuevos sectores son *petróleos* (3 casos), *comunicaciones* (2 casos) y *bancos* (2 casos), lo cual está de acuerdo con el incremento de empresas grandes en la muestra y el substancial incremento de fondos emitidos. El caso restante se incluye en *alimentación, bebidas y tabaco*.

Tabla 22. Distribución de la muestra de ofertas públicas iniciales y subsiguientes por sectores de actividad.

SECTOR	OPS
Petróleos	3
Electricidad y gas	2
Metálicas básicas	1
Químicas	1
Transformados productos metálicos	1
Alimentación, bebidas y tabaco	4
Industria manufacturera	1
Papel y madera	1
Construcción	3
Aparcamientos y autopistas	1
Comunicaciones	2
Bancos	2

4.6.2. Resultados obtenidos en los doce meses posteriores a la oferta pública de venta con la muestra ampliada

Como hemos indicado anteriormente, realizamos el análisis del comportamiento en los 12 meses posteriores a la oferta de la muestra ampliada mediante el método de las carteras de fecha de

calendario, tanto a través de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993) como por medio del promedio del rendimiento anormal mensual. No obstante, y con el objeto de no sobrecargar la exposición, tan sólo presentamos los resultados relativos a la primera de las variantes. En cualquier caso, y tal y como ocurría con la anterior muestra, los resultados obtenidos con ambas alternativas son consistentes entre sí.

La tabla 23 muestra los valores de la constante tras la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del modelo de regresión [21] para diferentes carteras en función del tamaño en los 12 meses posteriores a la fecha del suceso. Las dos primeras columnas presentan los resultados para la muestra completa, la primera ponderando igual los rendimientos (EP) y en la segunda ponderándolos por el valor de mercado de la empresa en diciembre del año anterior (VP). Las siguientes tres columnas recogen los resultados para tres carteras equiponderadas en las que las empresas que han realizado una OPS han sido distribuidas por su tamaño. Para determinar a qué grupo pertenece cada OPV a lo largo del tiempo, procedimos de forma análoga a la descrita por Fama y French (1993). En junio de cada año dividimos la totalidad de empresas que se negocian en el SIBE, a excepción de los emisores extranjeros, en tres grupos en función de su tamaño (grande, mediano y pequeño), estimado a través del número de acciones admitidas a circulación multiplicado por el precio de cierre a 30 de junio. En el primer grupo se incluye el 30% de las empresas de mayor tamaño; en el tercero, el 30% de las empresas de menor tamaño; quedando el 40% restante de empresas asignadas al grupo de empresas medianas. Permitimos que las OPS cambien de grupo cada año. Todas las regresiones abarcan desde abril de 1994, fecha de la primera OPS de la muestra, hasta diciembre de 2000 para un total de 81 observaciones, cuando fue posible.

Los resultados obtenidos con la muestra ampliada continúan siendo consistentes con los alcanzados previamente con la muestra inicial. Así, detectamos un mal comportamiento de las OPS en el periodo analizado. Como habíamos adelantado, la incorporación a la muestra inicial de ocho nuevas empresas grandes ha tenido como consecuencia el que el rendimiento anormal medio mensual para la cartera equiponderada haya descendido del -2.25% (panel A de la tabla 17) hasta el -1.11% (tabla 23), llegando a dejar de ser estadísticamente significativo para la cartera ponderada. Este hecho se aprecia nítidamente en las tres últimas columnas de la tabla 23. Obsérvese cómo la magnitud del rendimiento anormal medio mensual decrece a medida que se incrementa el tamaño de la cartera. Así, el rendimiento anormal medio mensual pasa del -3.69% de la cartera de empresas pequeñas (significativo para un nivel de confianza del 95%), al -2.55% cuando las empresas se clasifican como medianas (significativo para un nivel de confianza del 99%), llegando al 0.05% en el caso de la cartera de empresas grandes, desapareciendo la significatividad estadística en este último caso y, por tanto, el mal comportamiento de las OPS tras la oferta.

TABLA 23. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras por tamaño de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el primer año tras la oferta. La muestra consiste en 23 ofertas públicas subsiguientes desde abril de 1994 hasta diciembre de 1999. Cada mes natural de la ventana, las carteras están formadas por aquellas empresas que hubieran realizado una oferta pública subsiguiente en los doce meses anteriores. Las dos primeras columnas presentan los resultados para la muestra completa, la primera ponderando igual los rendimientos (EP) y en la segunda ponderándolos por el valor de mercado de la empresa en junio del año anterior (PV). Las siguientes tres columnas recogen los resultados de tres carteras equiponderadas en las que las empresas que han realizado una OPS han sido distribuidas por su tamaño. En julio de cada año, todas las empresas del SIBE se dividen en tres grupos por su valor de mercado. En el primer grupo se incluye el 30% de las empresas de mayor tamaño; en el tercero, el 30% de las empresas de menor tamaño; quedando el 40% restante asignadas al grupo de empresas medianas. Cada OPS se asigna al grupo correspondiente. Permitimos que las OPS cambien de grupo cada año. Todas las regresiones abarcan desde abril 1994 (fecha de la primera OPS de la muestra) hasta diciembre de 2000 para un total de 81 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 (1980). La constante y el coeficiente de determinación ajustado se muestran expresados en porcentaje.

	EP	PV	Pequeñas	Medianas	Grandes
Constante	-1.11 ^b	-0.18	-3.69 ^b	-2.55 ^a	0.05
Estadístico <i>t</i>	-2.18	-0.31	-2.58	-2.78	0.07
R² Ajustado	56.32	52.06	30.39	39.07	44.89

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

La tabla 24 muestra los resultados clasificando las empresas en función del cociente VC/VM. Los criterios para la formación de las carteras son los mismos que los empleados en la formación de las carteras por tamaño. En junio de cada año dividimos la totalidad de empresas que se negocian en el SIBE, a excepción de los emisores extranjeros, en tres grupos en función del cociente VC/VM (bajo, medio y alto), calculado éste como el cociente entre el valor contable de los fondos propios a la fecha del cierre del balance y el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre. En el primer grupo se incluye el 30% de las empresas con menor cociente; en el tercero, el 30% de las empresas con mayor cociente; quedando el 40% restante asignadas al grupo con cociente medio. Cada OPS se asigna a un grupo. Al igual que anteriormente, permitimos que las OPS cambien de grupo cada año. También ahora todas las regresiones abarcan desde abril de 1994, fecha de la primera OPS de la muestra, hasta diciembre de 2000 para un total de 81 observaciones, cuando fue posible.

En concordancia con los anteriores resultados, la muestra de OPS continúa presentando un rendimiento anormal medio mensual estadísticamente significativo en los doce meses posteriores a la fecha de la oferta, pero tan sólo en las carteras con un cociente alto. En este caso, sin embargo, la ponderación de los rendimientos no reduce la magnitud de los rendimientos anormales negativos.

TABLA 24. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras por cociente VC/VM Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) en el primer año tras la oferta. En junio de cada año la totalidad de empresas que se negocian en el SIBE, a excepción de los emisores extranjeros, se emplean para formar tres carteras en función del cociente VC/VM (bajo, medio y alto), calculado éste como el cociente entre el valor contable de los fondos propios a la fecha del cierre del balance y el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre. En el primer grupo se incluye el 30% de las empresas menor cociente; en el tercero, el 30% de las empresas con mayor cociente; quedando el 40% restante asignadas al grupo con cociente medio. Cada OPS se asigna a un grupo. En el caso de las ofertas iniciales, la empresa se clasifica el primer año de negociación en el mercado de acuerdo con su cociente VC/VM en diciembre de ese año. En las tres primeras columnas los rendimientos de las carteras se calcularon de forma equiponderada, mientras que en las tres siguientes los rendimientos se han ponderado por el valor de mercado. Para la definición de las variables y descripción de la estimación, véase la tabla 23.

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS			RENDIMIENTOS PONDERADOS		
	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto
Constante	-1.18	-0.61	-4.26 ^b	-1.24	-0.16	-4.40 ^a
Estadístico <i>t</i>	-1.01	-1.02	-2.73	-1.18	-0.24	-2.82
R² Ajustado	39.79	43.16	56.19	39.82	48.06	58.45

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

Adicionalmente, hemos analizado el impacto de la contaminación de los factores y la existencia de un comportamiento diferencial en función del volumen emisor. Los resultados en ambos casos son análogos a los alcanzados con la muestra anterior. Por lo que respecta a la contaminación de los factores, hemos reestimado las tablas 23 y 24 tras reconstruir los factores SMB y HML del modelo de tres factores de Fama y French (1993) tal y como procedimos en la sección 4.5.1.3. Las tablas 25 y 26 recogen la estimación de la constante, su estadístico *t* y el coeficiente de determinación del modelo de regresión [21] para carteras por tamaño (tabla 25) y por cociente VC/VM (tabla 26).

TABLA 25. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) con los factores SMB y HML purgados de ofertas públicas de venta para carteras de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) por tamaño. En esta tabla se presenta la misma información que en la tabla 23, salvo que ahora los factores SMB y HML del modelo de tres factores de Fama y French (1993) han sido purgados de ofertas públicas de venta. En concreto, en la construcción de los anteriores factores se ha eliminado el rendimiento del mes de la oferta y el rendimiento de los 36 meses naturales siguientes de todas aquellas empresas que realizaron una OPV en el periodo comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 2000. Para el resto de los detalles, véase la tabla 23.

	EP	PV	Pequeñas	Medianas	Grandes
Constante	-1.15 ^b	-0.23	-3.68 ^b	-2.69 ^a	0.00
Estadístico <i>t</i>	-2.31	-0.40	-2.47	-2.78	0.00
R² Ajustado	56.42	53.69	34.35	34.02	46.34

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

TABLA 26. Regresiones del modelo de Fama y French (1993) con los factores SMB y HML purgados de ofertas públicas de venta para carteras de Ofertas Públicas Subsiguientes (OPS) por cociente VC/VM. En esta tabla se presenta la misma información que en la tabla 24, salvo que ahora los factores SMB y HML del modelo de tres factores de Fama y French (1993) han sido purgados de ofertas públicas de venta. En concreto, en la construcción de los anteriores factores se ha eliminado el rendimiento del mes de la oferta y el rendimiento de los 36 meses naturales siguientes de todas aquellas empresas que realizaron una OPV en el periodo comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 2000. Para el resto de los detalles, véase tabla 24.

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS			RENDIMIENTOS PONDERADOS		
	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto
Constante	-1.24	-0.67	-4.33 ^a	-1.28	-0.23	-4.48 ^a
Estadístico <i>t</i>	-1.10	-1.12	-2.97	-1.25	-0.36	-3.10
R² Ajustado	41.04	42.31	60.56	42.67	47.90	62.70

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

Al igual que ocurría al analizar la muestra inicial, obtenemos que la magnitud del rendimiento anormal medio mensual es ligeramente superior cuando se purgan los factores SMB y HML del modelo de tres factores de Fama y French (1993), lo cual es indicativo de un pequeño problema de contaminación en los factores. No obstante, tanto entonces como ahora, el problema tiene una incidencia mínima, por lo que las conclusiones no se ven afectadas por esta circunstancia.

Con relación al posible comportamiento diferencial en función del volumen emisor, hemos repetido todas las regresiones de las tablas 23 y 24 tras incluir, como hicimos en la sección 4.5.1.3, dos variables ficticias indicadoras del nivel del volumen de emisión en cada mes natural, a saber: elevado volumen y bajo volumen emisor.⁷⁰ Ninguna de las dos variables ficticias resultó estadísticamente significativa en las diferentes regresiones. Por tanto, no encontramos evidencia de una posible relación entre la intensidad en el volumen de emisiones y el mal comportamiento posterior al suceso, como, por el contrario, sostienen Loughran y Ritter (1995, 2000).

5. Conclusiones

El propósito de este trabajo es el de analizar el comportamiento a largo plazo de las empresas que, negociándose ya en el mercado, realizan una oferta pública de venta, que denominamos como subsiguiente (OPS). La evidencia internacional apunta a que las empresas que efectúan una OPS presentan rendimientos anormales negativos económica y estadísticamente significativos durante largos periodos de tiempo tras la emisión. Este resultado tiene importantes

⁷⁰ Para una definición más exacta de estas variables, véase la sección 4.5.1.3.

implicaciones. La primera y fundamental es que sugiere que el mercado no es eficiente. Otras,⁷¹ no menos relevantes, se refieren a la existencia de *ventanas de oportunidad* para la emisión de acciones por parte de la empresa; el coste de capital de las empresas que realizan una emisión; o la posibilidad de obtener rendimientos extraordinarios mediante una adecuada estrategia.

No obstante, los problemas conceptuales y estadísticos que presenta la medición y contrastación de los rendimientos anormales a largo plazo han supuesto (i) que parte de la evidencia haya sido puesta en tela de juicio y (ii) que se haya producido un verdadero esfuerzo en la literatura con el propósito de resolver los problemas suscitados. En este contexto, el objetivo del trabajo es el estudio del comportamiento, a través de la existencia de rendimientos anormales, de las empresas realizadoras de una OPS en el mercado español en tres ventanas de 12, 24 y 36 meses tras la operación, y su robustez ante diferentes metodologías. Siguiendo a Loughran y Ritter (2000) nuestro objetivo no es, en consecuencia, el de contrastar la eficiencia del mercado español.

Para llevar a cabo este trabajo, contamos con todas las OPS realizadas por emisores españoles en nuestro mercado entre los años 1993 y 1999, en concreto 32 operaciones llevadas a cabo por 22 empresas. A partir de esta muestra, excluimos aquellas OPS realizadas por la misma empresa que se distanciaran entre sí en menos de 36 meses con el objetivo de evitar problemas de dependencia al solaparse el periodo de cálculo de los rendimientos anormales a largo plazo para una misma empresa. La muestra resultante es de 15 OPS realizadas por otras tantas empresas. Dada la evidencia obtenida, posteriormente relajamos en una segunda fase del estudio el anterior criterio, reduciendo el periodo de no solapamiento a tan solo 12 meses, incrementándose el tamaño de la muestra hasta las 23 OPS, realizadas por 19 empresas.

El comportamiento de las OPS a largo plazo se ha analizado a través de la estimación de rendimientos anormales a largo plazo mediante dos aproximaciones: la utilización de modelos basados en las características de los títulos que están estudiándose (*firm-specific* o *characteristic-based models*), y el empleo de un modelo de valoración de activos. Para la cuantificación del rendimiento anormal se ha empleado tres metodologías distintas, a saber: el método de los rendimientos compuestos, el método de los rendimientos acumulados y el método de las carteras de fecha de calendario. Por último, el contraste de los rendimientos anormales se ha realizado mediante diferentes estadísticos, empleando los refinamientos necesarios que permiten corregir los problemas que presenta este tipo de análisis. En cualquier caso, y dada la no neutralidad del esquema de ponderación de los rendimientos encontrada en la literatura, todos los análisis se han efectuado empleando tanto un esquema equiponderado como ponderado por el valor de mercado de la empresa.

⁷¹ Véase Ritter (1991).

El análisis del comportamiento de las OPS a largo plazo mediante el método de los rendimientos compuestos presenta una serie de problemas que necesariamente deben considerarse al evaluar los resultados obtenidos. Por un lado, nos encontramos con los problemas relacionados con los sesgos inducidos por la asimetría en los rendimientos a largo plazo, la existencia de empresas que entran en el mercado (nuevos listados) y el reajuste de las carteras de referencia; y fundamentalmente, la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales. Mientras que los sesgos detectados pueden corregirse con técnicas elaboradas en la literatura, el problema de la dependencia, aun siendo el más grave y el que con mayor intensidad puede afectar a la validez de los resultados, no puede ser resuelto satisfactoriamente. Además de los problemas metodológicos, en el mercado español nos encontramos con la dificultad añadida del reducido tamaño de las muestras, problema éste también irresoluble que afecta la especificación de los contrastes paramétricos empleados, debilitando las conclusiones.

Obviamente, las anteriores consideraciones nos conducen a ser extremadamente cautos con las conclusiones que puedan extraerse de los resultados obtenidos. Por este motivo, tomamos este análisis como un mero indicador de posibles pautas de comportamiento, siendo imposible aseveración definitiva alguna. Lógicamente, en la medida en que los resultados alcanzados se hallen en la misma línea que los obtenidos por otros autores y, especialmente, sean robustos a los diferentes métodos de estimación y contraste empleados, su valor se verá reforzado.

En términos generales, el análisis realizado mediante rendimientos compuestos nos indica un mal comportamiento muy significativo tras la emisión, aunque no relativo al sector de actividad, con independencia del horizonte temporal estudiado. La ausencia de neutralidad del esquema de ponderación detectada en otros trabajos se pone de manifiesto también aquí. Consistente con la evidencia existente, la ponderación de los rendimientos conlleva la reducción de la magnitud del mal comportamiento tras la OPS, tanto en la cuantía como en la significación de los rendimientos anormales, por lo que si existe un mal comportamiento en los meses posteriores de la OPS, éste parece manifestarse con una mayor intensidad en las empresas pequeñas y medianas. No obstante, y como consecuencia del problema de magnificación de los rendimientos anormales que se produce a medida que el horizonte temporal sobre el que se estiman se amplía, no es posible discernir si el mal comportamiento detectado tras los doce primeros meses es debido a que, efectivamente, éste se produce o, por el contrario, si es fruto de la propia composición de los rendimientos.

Por lo que respecta al método de los rendimientos anormales acumulados la evidencia obtenida es consistente, en términos generales, con la alcanzada a través del método de los rendimientos compuestos. Así, bajo un esquema de rendimientos anormales equiponderados, el mal comportamiento detectado es estadísticamente significativo durante los 36 meses posteriores al suceso para todas las referencias excepto en el caso del sector de actividad, el cual se muestra como apenas estadísticamente significativo durante los primeros 12 meses tras el suceso para después

dejar de serlo, resultados éstos prácticamente miméticos a los que detectamos con el análisis de los rendimientos compuestos.

Cuando los rendimientos anormales se calculan ponderados, los resultados obtenidos en este análisis continúan apoyando a los alcanzados en el análisis de los rendimientos compuestos. Así, el mal comportamiento se concentra, aproximadamente, en el primer año siendo su magnitud más reducida que al equiponderar los rendimientos, a excepción de la referencia sector de actividad, para la cual no aparece ningún rendimiento acumulado estadísticamente significativo.

La consistencia de estos resultados con los obtenidos en el análisis mediante rendimientos compuestos confirma las conclusiones y reafirma los interrogantes que exponíamos anteriormente. La evidencia obtenida indica que las OPS presentan rendimientos anormales negativos y estadísticamente significativos desde el momento de la oferta. Este mal comportamiento parece no ser responsabilidad de las empresas grandes y estar concentrado en el primer año tras el suceso, o al menos, reducirse su magnitud lo suficiente como para que al acumular los rendimientos ponderados, éstos dejen de ser estadísticamente significativos. No obstante, la evidencia obtenida al equiponderar los rendimientos anormales sostiene el interrogante que planteamos acerca de la extensión del mal comportamiento durante la totalidad de los 36 meses estudiados, ya que este resultado podría ser debido tanto a la efectiva existencia de dicho mal comportamiento como ser fruto meramente del efecto de acumulación.

Respecto del método de las carteras de fecha de calendario, hemos analizado el comportamiento de las OPS mediante dos de sus variantes: la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993) y el rendimiento anormal mensual medio.

La evidencia obtenida a través de la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993) confirma las conclusiones alcanzadas mediante los métodos de rendimientos compuestos y acumulados, y resuelve los interrogantes surgidos anteriormente. Los resultados indican la existencia de un mal comportamiento de la muestra de OPS en los 12 meses posteriores a la emisión. Este mal comportamiento no tiene su origen en las empresas grandes, ya que frente a un rendimiento anormal medio mensual del -2.25% , significativo para un nivel de confianza del 99%, cuando la cartera muestral se construye equiponderada, la cartera ponderada presenta un rendimiento anormal medio mensual del -1.79% , significativo para un nivel de confianza del 95%.

Aunque el mal comportamiento detectado en los 12 primeros meses parece extenderse hasta los 36, produciéndose una disminución paulatina de la cuantía del rendimiento anormal medio mensual, un análisis adicional demuestra que tras el primer año el mal comportamiento de las OPS desaparece. Este resultado corrobora la sospecha albergada a raíz de los anteriores análisis, en el sentido de que la extensión en el tiempo de los rendimientos anormales negativos es consecuencia de la forma cómo son medidos.

La evidencia obtenida con el método del rendimiento anormal mensual medio confirma las inferencias realizadas mediante la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993). En consecuencia, los problemas potenciales de este método (heteroscedasticidad y bajo poder para detectar mal comportamiento) no parecen influir en las conclusiones que se derivan de la estimación de los rendimientos anormales mediante la regresión en serie temporal.

A la luz de los resultados anteriores, relajamos el criterio de selección de la muestra, exigiendo tan sólo un intervalo de 12 meses entre ofertas públicas realizadas por la misma empresa. El aumento en el tamaño de la muestra (23 OPS realizadas por 19 empresas) corrobora la evidencia que habíamos obtenido a partir de los análisis realizados con la muestra inicial, a saber: el mal comportamiento de las OPS en los 12 meses posteriores a la fecha del suceso, teniendo éste una relación inversa con el tamaño de la empresa. El mayor tamaño de la muestra nos ha permitido afinar más el estudio del comportamiento de las ofertas públicas de venta en función de las características tamaño y cociente VC/VM de las empresas. De esta forma, encontramos que el mal comportamiento tras la OPS se concentra en las empresas pequeñas y medianas con un cociente VC/VM alto.

En definitiva, podemos sintetizar las conclusiones obtenidas en este trabajo en los siguientes puntos:

Respecto del método para la medición del comportamiento

Defendemos el uso de carteras formadas según la fecha de calendario. En nuestra opinión, este método proporciona una elevada confiabilidad debido a que:

- Resuelve el problema de la dependencia en sección cruzada, problema que, dada la evidencia obtenida, puede estar presente en las estimaciones.
- Se muestra poco sensible a los potenciales problemas a los que está expuesto.
- Se demuestra como el más idóneo cuando el tamaño muestral es pequeño frente a los métodos que estiman el mal comportamiento como la media del rendimiento anormal en sección cruzada de las empresas de la muestra respecto de la fecha del suceso.
- Porque no padece del problema de la magnificación de los rendimientos anormales que se produce a medida que el horizonte temporal sobre el que se estiman se amplía. Este hecho es especialmente relevante ya que la amplitud del horizonte de estudio es arbitraria y puede distorsionar gravemente los resultados.

Respecto del comportamiento de las empresas

- Hemos detectado un mal comportamiento de las empresas que han realizado una OPS en los doce meses posteriores a la emisión. Este mal comportamiento se plasma en la obtención, por parte de la muestra inicial, de un rendimiento anormal negativo económica y estadísticamente significativo del orden del -27% en dicho periodo. Además, el mal comportamiento parece concentrado en las empresas con menor capitalización bursátil, dado que su magnitud es menor al ponderar los rendimientos. Este resultado se muestra robusto a los distintos métodos de medida y estimación de los rendimientos anormales a largo plazo empleados, tal y como aparece en el siguiente cuadro resumen de resultados.

CUADRO RESUMEN DE RESULTADOS

Rendimiento anormal equiponderado y ponderado de la muestra inicial en los doce meses posteriores a la emisión. El rendimiento esperado contra el que se ha comparado el rendimiento generado por la muestra inicial de OPS en los métodos de rendimientos compuestos [BHAR y riqueza relativa libre del componente de volatilidad (RR*)], rendimientos acumulados (CAR) y rendimiento anormal mensual medio [carteras temporales (3)] es el generado por una cartera formada según tamaño y cociente VC/VM. Para más detalles, véase la tabla correspondiente a cada resultado.

	BHAR	RR* ^(A)	CAR	CARTERAS TEMPORALES		
				(1)	(2)	(3)
Panel A: Rendimiento anormal equiponderado						
Rendimiento anormal	-28.28 ^a	-24.75 ^a	-27.01 ^a	-27.00 ^a	-27.24 ^a	-29.40 ^a
Tabla	9	11	12	16	17	19
Panel B: Rendimiento anormal ponderado						
Rendimiento anormal	-21.12 ^a	—	-17.46 ^b	-21.48 ^b	-22.32 ^a	-8.4 ^c
Tabla	10	—	13	16	17	19

(A) Riqueza relativa libre del componente de volatilidad.

(1) Regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993).

(2) Regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993) con los factores SMB y HML purgados de OPV.

(3) Rendimiento anormal mensual medio.

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

- El aumento del tamaño de la muestra como consecuencia de la relajación de los criterios de selección nos ha permitido, no sólo confirmar que las anteriores conclusiones se mantienen con cambios en la composición de la muestra, sino también enriquecer los resultados. Así, obtenemos que los rendimientos anormales negativos de las OPS en el año posterior a la oferta son más importantes para las empresas pequeñas y medianas y con el cociente del valor contable entre el valor de mercado de la empresa altos, esto es, empresas de no gran tamaño inmersas en negocios maduros con limitadas expectativas de crecimiento.

La evidencia aportada en este trabajo nos permite, con la muestra empleada, al menos mitigar una de las posturas existentes en la literatura que atribuye el bajo rendimiento detectado con posterioridad a las OPS a la dificultad existente para estimar y contrastar correctamente los rendimientos anormales a largo plazo, y deja abierto un abanico de posibles explicaciones a este fenómeno. Los resultados obtenidos están de acuerdo con los alcanzados en trabajos anteriores [Farinós (2001)], por lo que la hipótesis de las *ventanas de oportunidad* parece la explicación más plausible. Así, el diferente comportamiento detectado en función del tamaño de la empresa emisora refuerza la esta idea, al ser más probable que las asimetrías informativas se den en las empresas pequeñas.⁷² Sin embargo, la menor intensidad del mal comportamiento detectada cuando la referencia contra la que compara la muestra de OPS es el sector de actividad económica introduce un nuevo elemento que debe ser investigado en el futuro, a saber: que el mal comportamiento tras la emisión no sea consecuencia de las características de la empresa (asimetría informativa entre el mercado y la empresa como consecuencia de su tamaño) sino un efecto del comportamiento global del sector de actividad alrededor de la OPS.

⁷² Ello sería consecuencia, por una parte, del menor seguimiento por parte de las firmas de bolsa de este tipo de empresas y, por otra parte, del predominio de inversores individuales debido a la existencia de barreras para los inversores institucionales.

Referencias Bibliográficas

- Agarawal, 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. (2001): “¿Son las OPIs malas inversiones a largo plazo?”, *Actualidad Financiera*, marzo, 21–35.
- Álvarez, S. y V.M. González (2001): “El comportamiento a largo plazo de la Ofertas Públicas Iniciales (OPIs) en el mercado español de capitales”, V Foro de Finanzas de Segovia (Workshop in Finance), julio.
- Ansotegui, C. y J. Fabregat (1999): “Initial public offerings on the Spanish Stock Exchange”, documento de trabajo, ESADE.
- Arcas, M.J. y F.J. Ruiz (1999): “Las ofertas públicas de venta (OPVs) de acciones en el mercado bursátil español: privatizaciones frente a no privatizaciones”, *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa* 4, 325–347.
- Asquith, P. (1983): “Merger bids, uncertainty, and stockholder returns”, *Journal of Financial Economics* 11, 51–83.
- Bachelier, L. (1900): *Théorie de la Spéculation*, Gautiers–Villars, París. [Citado en Brealey y Myers (1998): *Fundamentos de Financiación Empresarial*, McGraw–Hill, Madrid].
- Baker, M. y J. Wurgler (2000): “The equity share in new issues and aggregate stock returns”, *Journal of Finance* 55, 2219–2257.
- Banz, R. (1981): “The relationship between return and market value of common stocks”, *Journal of Financial Economics* 9, 3–18.
- 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.
- Basu, S. (1983): “The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence”, *Journal of Financial Economics* 12, 129–156.
- Bernard, V. (1987): “Cross-sectional dependence and problems in inference in market-based accounting research”, *Journal of Accounting Research* 25, 1–48.
- Brav, A. (2000): “Inference in long-horizon event studies: A bayesian approach with application to Initial Public Offerings”, *Journal of Finance* 55, 1979–2016.
- Brav, A., C. Geczy y P.A. Gompers (2000): “Is the abnormal return following equity issuances anomalous?”, *Journal of Financial Economics* 56, 209–249.
- Brown, S.J. y J.B. Warner (1980): “Measuring security price performance”, *Journal of Financial Economics* 8, 205–258.
- Campbell, J. (1993): “Intertemporal asset pricing without consumption data”, *American Economic Review* 83, 487–512.
- Canina, L., R. Michaely, R. Thaler y K. Womack (1998): “Caveat compounder: a warning about using the daily CRSP equal-weighted index to compute long-run excess returns”, *Journal of Finance* 53, 403–416.
- Carhart, M. (1997): “On persistence in mutual fund performance”, *Journal of Finance* 52, 57–82.
- Chamberlain, G. (1988): “Asset pricing in multiperiod securities markets”, *Econometrica* 56, 1283–1300.

- Collins, D.W. y W.T. Dent (1984): “A comparison of alternative testing methodologies used in capital market research”, *Journal of Accounting Research* 22, 48–84.
- Connor, G. y R. Korajczyk (1988): “Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology”, *Journal of Financial Economics* 21, 255–289.
- Cowan, A.R. y M.A. Sergeant (2001): “Interacting biases, non-normal returns distributions and the performance of test for long-horizon event studies”, *Journal of Banking and Finance* 25, 741–765.
- Cuéllar, B. y J.A. Lainez (1999): “Relación de las variables fundamentales con la rentabilidad de los títulos”, X Congreso de AECA, Zaragoza.
- Daniel, K. y S. Titman (1997): “Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns”, *Journal of Finance* 52, 1–33.
- Daniel, K., D. Hirshleifer y A. Subrahmanyam (1998): “Investor psychology and security market under- and overreactions”, *Journal of Finance* 53, 1839–1885.
- Davis, J., E.F. Fama y K.R. French (2000): “Covariances and average returns: 1929–1997”, *Journal of Finance* 55, 389–406.
- Eckbo, B.E., R.W. Masulis y Ø. Norli (2000): “Seasoned public offerings: resolution of the ‘new issues puzzle’”, *Journal of Financial Economics* 56, 251–291.
- Espenlaub, S., A. Gregory e I. Tonks (2000): “Re-assessing the long-term underperformance of UK Initial Public Offerings”, *European Financial Management* 6, 319–342.
- Fama, E.F. (1970): “Efficient capital markets: a review of theory and empirical work”, *Journal of Finance* 25, 383–417.
- Fama, E.F. (1976): *The Foundations of Finance*, Basic Books.
- 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.
- Fama, E.F. y K.R. French (1997): “Industry costs of equity”, *Journal of Financial Economics* 43, 153–193.
- Fama, E.F., L. Fisher, M. Jensen y R. Roll (1969): “The adjustment of stock prices to new information”, *International Economic Review* 10, 1–21.
- Farinós, J.E. (1999): “La post-performance de las OPVs en España”, documento de trabajo, Quaderns de Treball 91 (nova època), Universitat de València.
- Farinós, J.E. (2001): “Rendimientos anormales de las OPV en España”, *Investigaciones Económicas* 25, 417–437.
- García, D., J. Garrido y M.J. Sánchez (1999): “OPVs en la Bolsa de Madrid, 1993–1999”, *Revista de la Bolsa de Madrid* 78, 4–8.
- García-Ayuso, M. y J.A. Rueda (1998): “Anomalías en el mercado de capitales español”, documento de trabajo, Universidad de Sevilla.
- Gómez, J.C. y J. Marhuenda (1998): “La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 97, 1033–1059.
- 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.
- Ibbotson, R.G. (1975): “Price performance of common stock new issues”, *Journal of Financial Economics* 3, 235–272.
- 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.
- Jagannathan, R. y Z. Wang (1996): “The conditional CAPM and the cross-section of expected returns”, *Journal of Finance* 51, 3–53.
- Jakobsen, J. y O. Sørensen (1999): “Decomposing and testing long-run returns with an application to initial public offerings in Denmark”, documento de trabajo.
- Jakobsen, J. y T. Voetmann (1999): “Volatility-Adjusted performance. An alternative approach to interpret long-run returns”, documento de trabajo.
- Jegadeesh, N. (2000): “Long-term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations”, *Financial Management*, otoño, 5–30.
- Jensen, M.C. (1968): “The performance of mutual funds in the period 1945–1964”, *Journal of Finance* 23, 389–416.
- Kothari, S.P. y J.B. Warner (1997): “Measuring long-horizon security price performance”, *Journal of Financial Economics* 43, 301–339.
- Levis, M. (1993): “The long-run performance of the initial public offerings: The UK experience 1980–1988”, *Financial Management* 22, 28–41.
- Lintner, J. (1965): “The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets”, *The Review of Economic and Statistics* 47, 13–37.
- Lipsey, R.G. (1971): *Introducción a la Economía Positiva*, Vicens Vives, Barcelona.
- Ljungqvist, A.P. (1997): “Pricing initial public offerings: Further evidence from Germany”, *European Economic Review* 41, 1309–1320.
- 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 (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.
- Martín, J.F. y M.J. Pastor (2001): “Efectos a largo plazo de las ampliaciones de capital en el mercado español”, V Foro de Finanzas de Segovia (Workshop in Finance), julio.
- Masulis, R. (1980): “Stock repurchase by tender offer”, *Journal of Finance* 35, 305–319.

- Merton, R. (1973): “The theory of rational option pricing”, *The Bell Journal of Economics and Management Science*, primavera, 141–183.
- Michaely, R., R. Thaler y K. Womack (1995): “Price reactions to dividend initiations and omissions”, *Journal of Finance* 38, 1597–1606.
- Mitchel, M.L. y E. Stafford (2000): “Managerial decisions and long–term stock price performance”, *Journal of Business* 73, 287–329.
- Nieto, B. (2001): “Los modelos multifactoriales de valoración de activos: Un análisis empírico”, IX Foro de Finanzas, Pamplona.
- Rajan, R. y H. Servaes (1997): “Analyst following of initial public offerings”, *Journal of Finance* 52, 507–529.
- Rau, P.R. y T. Vermaelen (1998): “Glamour, value, and the post–acquisition performance of acquiring firms”, *Journal of Financial Economics* 49, 223–253.
- Ritter, J.R. (1991): “The long–run performance of initial public offerings”, *Journal of Finance* 46, 3–27.
- Rosenberg, B., K. Reid y R. Lanstein (1985): “Persuasive evidence of market inefficiency”, *Journal of Portfolio Management* 11, 9–17.
- Ross, S.A. (1976): “The arbitrage theory of capital asset pricing”, *Journal of Economic Theory* 13, 341–360.
- Rubio, G. (1986): “Análisis multivariante del cero–beta CAPM: el mercado español de capitales”, *Revista Española de Economía* 3, 343–365.
- Sefcik, S.E. y R. Thompson (1986): “An approach to statistical inference in cross–sectional models with security abnormal returns as dependent variables”, *Journal of Accounting Research* 24, 316–334.
- Sharpe, W.F. (1964): “Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance* 19, 425–452.
- 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.
- Villalba, D. (2001): “Behavioral finance. Un paradigma emergente en finanzas”, *Revista de Bolsa de Madrid* 102, 57–61.
- White, H. (1980): “A heteroskedasticity–consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica* 48, 817–838.