

LA INCIDENCIA DE UNA OPA SOBRE LA ACTIVIDAD NEGOCIADORA Y LA ESTIMACIÓN DEL RIESGO SISTEMÁTICO DE LAS EMPRESAS OBJETIVO*

JOSÉ EMILIO FARINÓS VIÑAS y MATILDE FERNÁNDEZ BLANCO[†]

Universidad de Valencia

Resumen

En este trabajo estudiamos la existencia de cambios en la actividad negociadora y la estimación del riesgo sistemático de las empresas objetivo de una OPA. Consistente con nuestra hipótesis de partida, las empresas objetivo sufren una pérdida de calidad significativa de su actividad negociadora en el mercado bursátil. De acuerdo con la literatura existente, este hecho conlleva la introducción de un sesgo negativo en la estimación minimocuadrática del riesgo sistemático. Tras corregir por contratación infrecuente y retrasos en el ajuste de los precios, no encontramos evidencia de cambios significativos en el riesgo sistemático tras la OPA, aunque sí se muestra una relación consistente entre la disminución de las estimaciones minimocuadráticas del coeficiente beta, el tamaño de la oferta y la disminución de la actividad negociadora.

Palabras clave: cambio actividad negociadora; riesgo sistemático; empresas objetivo de OPAs

[†]Departamento de Economía Financiera y Matemática

Av. dels Tarongers, s/n

Edificio Departamental Oriental

46071 Valencia

Tel.: +34-6-382 83 69

Fax: +34-6-382 83 70

E-mail: Jose.E.Farinos@uv.es

* Los autores agradecen el soporte financiero de la CICYT proyecto PB96-0767.

LA INCIDENCIA DE UNA OPA SOBRE LA ACTIVIDAD NEGOCIADORA Y LA ESTIMACIÓN DEL RIESGO SISTEMÁTICO DE LAS EMPRESAS OBJETIVO*

1. INTRODUCCIÓN

Muchos estudios empíricos han relacionado determinados sucesos que afectan a las empresas que cotizan en bolsa con cambios importantes en la actividad negociadora de sus acciones. La mayor parte de los autores analizan el problema en un entorno muy cercano al suceso que lo produce, y extienden la metodología del event study, no sólo al análisis de las rentabilidades anormales en torno al suceso, sino a otras características anormales de la negociación.

Loderer y Sheehan (1992), y Lease, Masulis y Page (1993), encuentran que las ofertas de acciones, sucesos que incrementan el volumen de negociación, producen simultáneamente incrementos en el número de negociaciones por día y disminuciones en la horquilla de precios (spread bid-ask); Barclay y Smith (1988) y Conroy, Harris y Benet (1990) encuentran que las recompras de acciones propias, sucesos que reducen el volumen de negociación, están asociadas con aumentos de la horquilla de precios; también Lakonishok y Vermaelen (1990), estudian el comportamiento anormal del volumen negociado y de la liquidez alrededor de las ofertas públicas de recompras de acciones y Conrad y Niden (1992) documentan cambios significativos en el spread bid-ask y en el volumen negociado alrededor de los anuncios de adquisiciones de empresas. Keow, Pinkerton y Bolster (1992) estudian el comportamiento anormal del volumen negociado en torno a los anuncios de fusiones y tomas de control.

En el mercado español son de destacar los trabajos realizados por Tapia (1995), Rubio y Tapia (1996) y por Gómez Sala (1999). En ellos se analiza el impacto sobre la liquidez y otras características de la actividad negociadora en un

* Los autores agradecen el soporte financiero de la CICYT proyecto PB96-0767.

entorno próximo a la realización de un suceso. Los dos primeros trabajos estudian los anuncios de dividendos, mientras que el último se centra en la realización de un split.

Por otra parte, los estudios de microestructura del mercado predicen que los cambios en la actividad negociadora afectan a la precisión con que se miden las rentabilidades y concretamente a las estimaciones del riesgo sistemático de los títulos. Tradicionalmente los cambios en las estimaciones del coeficiente beta después de la ocurrencia de un suceso específico se suelen atribuir a cambios en el riesgo de la empresa, pero aunque alguno de los sucesos estudiados incide sobre cambios estructurales que afectan al riesgo de la empresa, disminución del endeudamiento, mejores perspectivas de beneficios, etc, otros como los splits y las OPAs, no tienen porque estar tan claramente relacionados.

En un excelente trabajo, Denis y Kadlec (1994) relacionan los sucesos que producen incremento (disminución) en el volumen de negociación con alteraciones significativas en la liquidez y actividad negociadora de los títulos, manteniendo que ésto produce cambios en las estimaciones MCO del riesgo sistemático de las empresas que se ven significativamente reducidos si se utilizan técnicas correctoras adecuadas. Partiendo de las investigaciones de Scholes y Williams (1977), Dimson (1979) y Cohen *et al.* (1983) sobre los fenómenos de asincronía y frecuencia de cotizaciones, mantienen que sucesos que incrementan la actividad negociadora deberían conducir a incrementos en las estimaciones minimocuadráticas del riesgo sistemático, mientras que aquellos que la disminuyan deberán tener como consecuencia estimaciones sesgadas en sentido negativo del coeficiente beta.

El objetivo de nuestro trabajo es comprobar si un suceso que puede afectar significativamente a la vida de una empresa, como es la realización de una OPA, implica un cambio sustancial en el comportamiento de algunas de las características más importantes de su actividad negociadora. Adicionalmente, comprobaremos si en el Mercado Continuo de la bolsa española, que es un mercado organizado en el que la contratación se basa en el modelo “por órdenes”, las variaciones detectadas afectan significativamente a la estimación del riesgo sistemático de los títulos, y si las correcciones propuestas por Fowler y Rorke (1983) atenúan el problema, como está

bien documentado que ocurre en otros mercados organizados basados en el modelo “por precios”.

En el mercado español las Ofertas Públicas de Adquisición (OPA) se refieren a compras que permitan adquirir títulos con derecho a voto en una sociedad: acciones, obligaciones convertibles, derechos de suscripción, etc. Pueden ser promovidas voluntariamente, pero si como resultado de una compra se va a superar una participación significativa en el capital de una empresa, el comprador está obligado a presentar una OPA. Aparte de las OPAs de exclusión, que lógicamente se refieren a la totalidad de las acciones que cotizan en la bolsa, se fijan en la legislación los porcentajes iguales o superiores al 25% y al 50% como participaciones significativas que fijan los tamaños mínimos de la oferta en cada caso.

Aunque la mayor parte de las OPAs son adquisiciones parciales de empresas, se consideran operaciones típicas del mercado de control. El procedimiento está sometido a reglas de mercado primario con el objetivo declarado de permitir una igualdad de oportunidades entre los accionistas de la empresa objetivo. El proceso es complejo, está perfectamente reglamentado y controlado (cómputo de la participación, presentación y autorización de la oferta, información, presentación de ofertas competidoras, etc.) y consta de varias fases, de las que las más importantes son: presentación de la oferta ante la CNMV, aprobación de la oferta por la CNMV, y realización o contratación de la OPA. Esta última suele durar un mes y se suele realizar a precios fijados y conocidos de antemano.

Las OPAs son sucesos muy bien estudiados en la mayor parte de los mercados desarrollados. Se trata de operaciones con gran poder informativo, creadoras de valor, que producen ganancias extraordinarias para los accionistas de las empresas objetivo. Por otra parte, la realización de una OPA implica la “retirada del mercado” de una parte de los títulos de la empresa objetivo, los cuales pasan a formar parte de la cartera de control de la empresa postora. Nuestra hipótesis es que ante la drástica reducción del número de acciones cotizadas en el mercado tras la realización de la oferta pública, la liquidez y la actividad negociadora de la empresa objetivo debe sufrir una disminución importante, que afectará negativamente a la formación eficiente del precio. La pérdida de calidad en la actividad negociadora

será función del tamaño de la oferta realizada, y producirá una disminución en la estimación minimocuadrática del coeficiente beta, que se verá reducida empleando las técnicas correctoras propuestas por Fowler y Rorke (1983).

El trabajo se estructura presentando en el primer epígrafe las bases de datos y la metodología empleada en el estudio, en el segundo epígrafe los resultados obtenidos y en el último las principales conclusiones.

2. DATOS Y METODOLOGIA

2.1. DATOS

Para la realización de este trabajo disponemos de información bursátil y de las OPAs presentadas en el mercado bursátil español desde el año 1990 hasta el año 1998.

El primer conjunto de datos está referido a todas las empresas negociadas en el Mercado Continuo para el periodo enero/1990 a diciembre/1998, cuando ha sido posible, y consiste en el número de títulos diarios negociados, el número de transacciones diario, la media diaria de los cinco mejores precios de compra (precio *bid*) y de venta (precio *ask*), la media diaria del número de acciones aparcadas a los cinco mejores precios de compra y de venta, los precios de cierre, máximo y mínimo diario, dividendos, ampliaciones de capital, cambios en el nominal, y splits.

También disponemos de los datos sobre las diferentes OPAs presentadas en nuestro mercado bursátil durante los años 1990 a 1998, tomados de la información contenida en las Memorias Anuales de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Aunque el número total de operaciones realizadas en el mercado español asciende a 193, sólo 58 de ellas corresponden a empresas objetivo que cotizan o cotizaron en el Mercado Continuo. Dado que nuestro estudio se refiere a características de negociación, la muestra se circunscribe a empresas que cotizan en el Mercado Continuo puesto que no se dispone de los datos necesarios en los distintos mercados de corros españoles.

Como nuestro interés se centra en detectar un posible efecto de la realización de la OPA sobre la actividad negociadora y la estimación del riesgo sistemático de la empresa objetivo, hemos determinado dos periodos de 200 días de mercado antes y después del suceso cuya comparación nos va a permitir establecer el impacto de la

OPA. Así, el periodo PRE-OPA abarca el intervalo $[-205, -5]$, donde el día cero (t_0) corresponde, bien a la fecha de presentación de la OPA en la CNMV, bien a la fecha en que apareció en prensa el anuncio de la OPA, sólo si éste provocó una suspensión en la negociación del título por parte de la CNMV. El periodo POST-OPA abarca el intervalo $[+5, +205]$, donde el día cero (t'_0) se corresponde con la fecha de finalización de la OPA. La exclusión del periodo entre la fecha de anuncio o presentación y el final de la contratación efectiva de la oferta se debe a que está bien documentado que durante ese periodo se producen cambios no usuales en la actividad negociadora, además de que al efectuarse la oferta a un precio fijo y conocido, se producen sesgos de medida entre las correlaciones de las rentabilidades de las acciones de las empresas objetivo y las de otras empresas.¹

Para llevar a cabo el trabajo, nos vimos obligados a depurar convenientemente la muestra de empresas objetivo de OPAs. Así, exigimos:

- Las empresas deben negociarse en las ventanas descritas anteriormente. Por esta razón se han eliminado las 12 OPAs de exclusión.
- No debe existir ningún otro suceso contaminante que pudiera afectar al proceso de negociación de la empresa, como ampliaciones de capital o splits.
- Obviamente hemos exigido que la empresa analizada no se vea influida por otra oferta pública, bien como objetivo o como lanzadora de la misma, en el periodo completo de estudio.

Estas limitaciones nos redujeron considerablemente el número de casos a estudiar. Concretamente, la muestra analizada se limita a 23 empresas objetivo de OPAs. En el Anexo I se muestra la relación de casos estudiados y las fechas correspondientes a los días cero tanto para el periodo previo como posterior a la OPA.

¹ Ver, por ejemplo, Lakonishok y Vermaelen (1990) y Denis y Kadlec (1994).

2.2. METODOLOGÍA

El análisis de las características de negociación es un aspecto complejo y no puede ser medido a través de una única variable. Es por ello que con el fin de estudiar el impacto de la OPA sobre el proceso de negociación de la empresa objetivo hemos seleccionado como medidas de liquidez la profundidad y la horquilla relativa. Además, utilizamos otros indicadores para caracterizar la actividad negociadora como el volumen negociado, el número de transacciones, la frecuencia de contratación y la dispersión intradía de los precios:

- Profundidad (P_{it}): volumen medio de títulos aparcados a los cinco mejores precios vendedores más volumen medio de títulos aparcados a los cinco mejores precios compradores para el título i el día t .
- Horquilla relativa (HR_{it}):

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

donde Ask_{it} es la media de los cinco mejores precios de venta del título i en el día t , y Bid_{it} es la media de los cinco mejores precios de compra del título i el día t .

- Volumen negociado (V_{it}): número de títulos de la empresa i intercambiados en el día t .
- Número de transacciones (NT_{it}): número de operaciones de compra-venta que ha tenido el título i el día t .
- Frecuencia de contratación.

$$FC_i = \frac{\text{nº de días en que se negoció el título } i \text{ en el intervalo de estudio}}{200}$$

- Dispersión intradía de los precios (DI_{it}) de la empresa i en el día t : logaritmo neperiano del cociente entre el precio máximo y mínimo de la jornada t .

En el análisis, y para todas las variables excepto la frecuencia de contratación, dividimos cada observación de la muestra por la media del resto del mercado. De

esta forma, recogemos la posible existencia de ciclos de mayor o menor actividad en el mercado y evitamos comparar la empresa consigo misma. En concreto, hemos transformado las anteriores variables de la siguiente forma:

$$L_{it} = \frac{C_{it}}{\bar{C}_{(t)}} \quad [1]$$

donde L_{it} es la característica analizada (profundidad, horquilla relativa, volumen, número de transacciones o dispersión intradía), C_{it} es la variable real el día t (volumen en t , número de transacciones en t , etc.) y $\bar{C}_{(t)}$ es la media de la variable analizada del resto del mercado para el día t . Calculamos el cociente [1] para cada una de las empresas de la muestra y cada característica analizada.

Para analizar la significación del cambio en las características de negociación hemos realizado, en el caso de la frecuencia de contratación, una prueba de igualdad de medias entre el intervalo previo y posterior de la OPA. Respecto del resto de características, hemos empleado el modelo de regresión:

$$L_t = a + b D_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde L_t es la correspondiente característica media el día t para las empresas objetivo de una OPA y D_t es una variable ficticia que toma valor cero si t pertenece al periodo PRE-OPA y valor uno si t pertenece al periodo POST-OPA. El t-valor del coeficiente **b** nos medirá el nivel de significación de la diferencia de medias de cada característica después y antes de la OPA.

De acuerdo con Rubio y Tapia (1996) la liquidez empeorará inequívocamente si disminuye la profundidad y aumenta la horquilla relativa. Por tanto, y siguiendo con nuestro planteamiento inicial, el parámetro **b** del modelo de regresión [2] debe presentar signo negativo para las características profundidad, volumen, frecuencia de contratación y número de transacciones, mientras que en el caso de la horquilla y de la dispersión intradía de los precios debe presentar signo positivo.

Con el objeto de analizar la relación entre el cambio en la negociación tras la OPA y la importancia económica del suceso estimamos el modelo de regresión:

$$b_{ki} = \gamma + \delta TO_i + \varepsilon_i \quad [3]$$

donde b_{ki} es el cambio de la correspondiente característica de negociación k (profundidad, horquilla relativa, volumen, número de transacciones, frecuencia de contratación y dispersión intradía) para cada empresa i de la muestra. Como proxy de la importancia económica del suceso empleamos la variable tamaño de la OPA (TO_i), la cual definimos como el cociente del resultado de la OPA en número de acciones (esto es, el número de acciones que efectivamente la empresa postora ha logrado adquirir de la empresa objetivo en la OPA) entre el capital social de la compañía objetivo. De acuerdo con nuestra hipótesis, cuanto mayor sea el tamaño de la OPA, mayor debe ser la disminución del volumen, frecuencia de contratación, número de transacciones y profundidad experimentada. Por ello, el signo esperado del parámetro δ debe ser negativo para todas estas características, mientras que para la horquilla relativa y la dispersión de los precios que debe ser positivo.

Una discusión extendida en la literatura financiera es la que sugiere que cualquier suceso que altera la actividad negociadora de un título provoca cambios en su riesgo, y en concreto en su riesgo sistemático.² Dado el cambio en las características de liquidez y negociación esperado tras el suceso que analizamos, la literatura de la microestructura del mercado predice que debería observarse disminuciones significativas en las estimaciones minimocuadráticas de la beta. Con el objeto de determinar si esta hipótesis se da en nuestra muestra, estimamos el coeficiente beta del modelo de mercado utilizando rentabilidades diarias mediante MCO y mediante la corrección que Fowler y Rorke (1983) realizan del trabajo de Dimson (1979). Las ventanas de estimación son los periodos PRE-OPA y POST-OPA indicados anteriormente.

Por último, intentaremos explicar los cambios observados en el coeficiente beta de los títulos de las empresas objetivo antes y después de la realización de una OPA por el tamaño relativo del resultado de la oferta y por los cambios en las distintas variables que definen la actividad negociadora, planteando el modelo de regresión:

$$\beta_i^{\text{PRE-OPA}} - \beta_i^{\text{POST-OPA}} = \upsilon + \phi TO_i + \sum_k \theta_k b_{ki} + \varepsilon_i \quad [4]$$

² Véase Denis y Kadlec (1994) para una amplia exposición.

donde TO_i es el tamaño relativo del resultado de la OPA y b_{ki} mide el cambio en cada una de las características de negociación analizadas: profundidad, horquilla relativa, volumen, número de transacciones, frecuencia de contratación y dispersión intradía de los precios. Esperamos encontrar signos negativos para todos los coeficientes dado que a mayor cambio en la actividad negociadora, mayor debe ser la disminución en la beta estimada.

Dado que la muestra con la que trabajamos cuenta con pocos casos, tomaremos el modelo [4] como base, analizando distintas alternativas que consideren nulos todos los coeficientes menos uno.

3. RESULTADOS

El Cuadro I recoge algunos estadísticos para la muestra de OPAs referidos al tamaño de la misma. Como se observa, el 50% de los casos que componen la muestra se refieren a OPAs cuyo resultado supuso menos del 25% del capital social de la empresa objetivo. Debe destacarse que, por contra, el último cuartil muestra cinco casos extremos en los que la empresa lanzadora de la OPA obtuvo más del 80% del capital social de la empresa objetivo.

Cuadro I

Tamaño de las OPAs para la totalidad de la muestra y su división en cuartiles. La muestra incluye 23 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998. El tamaño está medido por el cociente entre el número de acciones adquiridas en la oferta pública y el total de acciones del capital de la empresa objetivo.

	Número de casos	Media	Mediana	Mínimo	Máximo
Muestra	23	0.42	0.26	0.05	0.99
Cuartil1	6	0.16	0.18	0.05	0.24
Cuartil2	6	0.25	0.25	0.24	0.26
Cuartil3	6	0.47	0.47	0.33	0.68
Cuartil4	5	0.89	0.89	0.80	0.99

A continuación, procedemos a determinar si nuestra muestra exhibe cambios en la actividad negociadora tras el suceso y, posteriormente, analizamos el comportamiento de los estimadores del riesgo tras la OPA.

3.1 CAMBIOS EN LAS CARACTERÍSTICAS DE NEGOCIACIÓN

En el Cuadro II presentamos las medias y medianas de las distintas características de negociación en los dos intervalos analizados, antes y después de la OPA, así como los cambios producidos y su significación. La frecuencia de contratación se mide en porcentaje y para determinar si se ha producido un cambio en esta variable, realizamos un test de igualdad de medias. La significación ha sido medida mediante el t-test estándar y el test no paramétrico de Wilcoxon. Como se observa, tras el suceso se produce una significativa disminución de la media de la frecuencia de contratación para el conjunto de la muestra de un 17%.

En las otras características, el cambio se mide por el parámetro **b** del modelo de regresión [2] y la correspondiente significación de la diferencia de medias por su estadístico t, el cual está basado en desviaciones consistentes de Newey-West.

Cuadro II

Análisis del cambio de las características de negociación tras una OPA. La muestra incluye 23 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998. El periodo PRE-OPA son 200 días de negociación que finalizan 5 días antes del anuncio o presentación de la oferta en la CNMV. El periodo POST-OPA son 200 días de negociación que comienzan 5 días después de finalizada la oferta. Las distintas medidas, que están definidas en el texto, son medias y debajo, entre paréntesis, medianas. La significación del cambio en la frecuencia de contratación se mide con un t-test estándar de igualdad de medias y entre paréntesis el z-valor del test no paramétrico de Wilcoxon. En el resto de las características, el cambio se mide por el coeficiente de la variable ficticia de la ecuación [2] y la significación por su estadístico t, basado en desviaciones consistentes de Newey-West.

Variable	PRE-OPA	POST-OPA	Cambio	t-statistic
Frecuencia de Contratación	97.35% (99.50%)	82.04% (99.00%)	-17.31%	-2.83 ^a (-2.54) ^a
Profundidad	1.19 (1.17)	1.23 (0.87)	0.04	0.84
Horquilla Relativa	0.67 (0.62)	1.67 (1.27)	1.00	10.48 ^a
Volumen	1.84 (1.64)	0.73 (0.60)	-1.11	-12.52 ^a
Número de Transacciones	1.25 (1.22)	0.69 (0.66)	-0.56	-16.28 ^a
Dispersión Intradía	0.90 (0.87)	0.93 (0.90)	0.03	1.04

^a Significativo al 1%

Los signos obtenidos han sido los esperados, excepto en el caso de la característica de profundidad. La significativa reducción en el volumen y en el número de transacciones y el significativo aumento en la horquilla relativa nos confirman el empeoramiento de las características de negociación tras la realización de la OPA. El aumento en la dispersión intradía de los precios, aunque falto de significación,³ también confirma nuestra hipótesis de base. No así el aumento de la profundidad, que proporciona un signo contrario al esperado, aunque el cambio registrado en esta variable no sea significativamente distinto de cero. Una posible explicación a este hecho podría deberse a que la OPA no implica una señal negativa para la empresa objetivo y, en consecuencia, el volumen de órdenes que llegan al mercado (de alguna forma indicador del interés de los inversores) no tiene porqué alterarse tras la OPA.

En el Cuadro III se encuentran los resultados del análisis de la relación entre los cambios producidos en cada característica de negociación y el tamaño de la OPA. Se presentan los resultados de los modelos de regresión [3]. El cambio se estima mediante el modelo de regresión [2], excepto para la variable frecuencia de contratación, donde b_i ha sido calculada como la diferencia entre la frecuencia de contratación en el periodo posterior y previo a la OPA para cada uno de los casos.

Los valores obtenidos de δ sólo son significativos para las características horquilla relativa y frecuencia de contratación. Sin embargo, los signos que presenta el parámetro δ sí han sido los esperados. Los estadísticos t están basados en desviaciones consistentes de Newey-West.

³ Debido, en parte, a problemas de medida. Debemos señalar que cuando la dispersión intradía se mide por el neperiano del cociente de precios sin relativizarlo por el resto del mercado, se obtiene un coeficiente para la variable ficticia de 0.0017 con un t-valor de 2.28, significativo al 5%.

Cuadro III

Relación entre el cambio de la actividad negociadora y el tamaño de la OPA. La muestra incluye 23 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998. Resultados de las regresiones de la ecuación: $b_{ki} = \gamma + \delta TO_i + \varepsilon_i$, y su t-valor (entre paréntesis). El cambio POST-OPA/PRE-OPA de cada variable dependiente está medido por el coeficiente de la variable ficticia de la ecuación [2]. La variable explicativa TO_i (tamaño de la OPA) es el cociente entre el número de acciones adquiridas en la oferta pública y el total de acciones del capital de la empresa objetivo. Los t-test están basados en desviaciones consistentes de Newey-West.

Cambio Variable	Intercept	δ	R² ajustado
Profundidad	0.27 (0.70)	-1.06 (-0.75)	-0.025
Horquilla Relativa	0.91 (0.59)	3.81 (1.77) ^a	0.016
Volumen	-0.36 (-0.51)	-1.77 (-0.82)	0.007
Número de Transacciones	-0.09 (-0.33)	-1.12 (-1.51)	0.083
Frecuencia de Contratación	-0.01 (-0.15)	-0.33 (-2.03) ^a	0.098
Dispersión Intradía	-0.03 (-0.24)	0.08 (0.22)	-0.044

^a Significativo al 10%

Es reseñable que en este caso la característica profundidad aparece con el signo esperado aunque falta de significación. Las dos características que más parecen depender del tamaño de la oferta de acciones son, evidentemente, la horquilla relativa y la frecuencia de contratación, aunque aparentemente los cambios mas sensibles al tamaño deberían ser en el volumen y en el número de transacciones.

3.2. CAMBIOS EN LA ESTIMACIÓN DEL RIESGO

Dados los cambios en la liquidez comentados en el apartado anterior, la literatura de la microestructura del mercado predice que debería observarse una disminución de la estimación de la beta. Para determinar si nuestra muestra presenta estos cambios hemos estimado el riesgo sistemático mediante mínimos cuadrados ordinarios utilizando rendimientos diarios y como “proxy” de la cartera de mercado el Índice General de la Bolsa de Madrid. Dado que la frecuencia de contratación sufre una fuerte reducción en el caso de algunas empresas, decidimos reducir la

muestra eliminando de la misma los casos extremos en los que la frecuencia de contratación tras la OPA se situase por debajo del 50% de los días de mercado del intervalo.⁴ De esta forma, la muestra se redujo a 19 casos.⁵ En esta muestra reducida la frecuencia de contratación media pasa del 97.93% en el periodo previo a la OPA al 94.71% en el periodo posterior a la OPA (estadístico $t=1.97$, significativo al 10%).

El Cuadro IV muestra los estadísticos descriptivos cosección de los coeficientes betas antes y después del suceso (medias y medianas debajo) y la significación ha sido medida mediante el t-test estándar y el test no paramétrico de Wilcoxon. Consistente con otros estudios, la “retirada” de títulos del mercado está asociada con una disminución de la beta estimada mediante MCO, aunque esta disminución no es estadísticamente significativa.

Con el fin de discernir si los cambios en la beta minimocuadrática observados son debidos a la precisión de la estimación o se deben a la velocidad con que los precios recogen la nueva información, hemos reestimado las betas en el periodo previo y posterior a la OPA mediante la corrección que Fowler y Rorke (1983) realizan del método de Dimson (1979), utilizando para ello 2 adelantos y 2 retrasos [FR(-2,+2)].⁶ A partir del Cuadro IV se aprecia cómo el cambio en las betas corregidas sigue teniendo signo negativo, aunque esta diferencia no es significativamente distinta de cero. No obstante, puede observarse que la disminución de la estimación de la beta tras la OPA se reduce en un 35%, lo cual sugiere que el ajuste por los retrasos en los precios sí debe tener importancia en la disminución de la estimación por MCO de la beta tras el suceso.

Debido al pequeño número de operaciones que conforman nuestra muestra de OPAs, los resultados no nos permiten ser más concluyentes, aunque están en consonancia con los obtenidos en otros mercados. Así, Dann, Masulis y Mayers (1991) encuentran un comportamiento similar en las estimaciones minimocuadráticas de los títulos en las operaciones de recompra de acciones propias en los mercados

⁴ Esto es, exigimos que la empresa cotizase, al menos, 100 de los 200 días que componen el intervalo.

⁵ Los casos eliminados son: la Auxiliar de la Construcción, Valenciana de Cementos Portland, Banco Simeón y Finanzauto.

⁶ Adicionalmente, repetimos la estimación de las betas mediante el método de Fowler y Rorke (1983) con cinco adelantos y cinco retrasos. El resultado obtenido muestra un cambio en la beta más próximo a cero y, lógicamente, no significativo.

americanos, y Denis y Kadlec (1994) en las estimaciones corregidas para el mismo tipo de operaciones.

Cuadro IV

Cambios en las estimaciones del riesgo sistemático. Estadísticos descriptivos cosección del coeficiente beta estimado mediante MCO y con la corrección de Fowler y Rorke (1983) del método de Dimson (1979) con 2 adelantos y 2 retrasos. Los resultados son medias y debajo, entre paréntesis, medianas. La muestra está formada por 19 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998 que han cotizado, al menos, el 50% de los días en cada una de las ventanas de estimación. La significación está medida por el t-test estándar de diferencia de medias y el test no paramétrico de Wilcoxon.

	PRE-OPA	POST-OPA	Cambio	t-statistic	z-value
MCO	0,75 (0,72)	0,61 (0,65)	-0,14	1,39	-1,45
FR(-2,+2)	0,84 (0,80)	0,74 (0,78)	-0,09	1,15	-1,21

3.3. ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE BETA Y ACTIVIDAD NEGOCIADORA

Los resultados obtenidos hasta el momento indican que las OPAs están asociadas con disminuciones significativas en la actividad negociadora y en la liquidez de los títulos afectados, así como de disminuciones no significativas en las estimaciones minimocuadráticas del coeficiente beta. Además, hemos encontrado que los cambios en las estimaciones de las betas se reducen tras corregir su estimación por sesgos debidos a contratación asincrónica y retrasos en el ajuste de los precios. Aunque estos resultados son consistentes con nuestra hipótesis que relaciona cambios en la actividad negociadora y cambios en la estimación del riesgo sistemático, esperamos poder obtener evidencia más directa examinando la relación coseccional entre cambios en la estimación minimocuadrática de la beta y cambios en la actividad negociadora.

En primer lugar hemos dividido la muestra en terciles tomando como base los cambios en cada una de las características de la actividad negociadora y examinamos los cambios en las estimaciones minimocuadráticas del coeficiente beta en cada uno de los terciles. A partir de nuestros resultados no esperamos observar cambios significativos en las estimaciones minimocuadráticas de beta para aquellas empresas

que no exhiben cambios sustanciales en la actividad negociadora.⁷ El Cuadro V recoge la media y la mediana (entre paréntesis) de las diferencias post y pre OPA de las estimaciones minimocuadráticas de beta en los distintos terciles de cambio (en valor absoluto) de cada una de las medidas de la actividad negociadora.

Cuadro V

Relación entre cambios en la actividad negociadora y cambios en la estimación del riesgo sistemático. La muestra incluye 19 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998. Para cada medida de actividad negociadora se separa la muestra en terciles de su cambio (en valor absoluto) pre y post OPA. Los resultados son medias de cambios de beta post/pre OPA, con medianas entre paréntesis. La significación está medida por un t-test estándar de diferencias de medias.

Medida de Actividad Negociadora	Cambio en la Actividad Negociadora		
	Pequeño	Medio	Grande
Profundidad	0.002 (0.008)	-0.040 (-0.176)	-0.346 ^a (-0.194)
Horquilla Relativa	0.077 (-0.002)	-0.418 ^a (-0.225)	-0.086 (-0.142)
Volumen	0.063 (0.166)	-0.405 ^a (-0.196)	-0.086 (-0.052)
Número de Transacciones	-0.054 (-0.125)	0.013 (-0.017)	-0.344 ^a (-0.155)
Frecuencia de Contratación	-0.123 (-0.197)	0.013 (-0.002)	-0.284 ^b (-0.198)
Dispersión Intradía	0.038 (0.084)	-0.078 (-0.190)	-0.344 ^a (-0.194)

^a y ^b denotan significatividad al 5% y 10%, respectivamente.

Consistente con nuestra hipótesis, en el tercil que recoge a las empresas con el cambio más pequeño en su actividad negociadora, no se aprecian cambios significativos en la estimación del riesgo sistemático. Sin embargo, sí son significativos para la mayoría de medidas en el tercil que recoge a las empresas con un mayor cambio en su actividad negociadora. Las empresas objetivo con mayores cambios en las medidas de profundidad, número de transacciones, frecuencia de contratación y dispersión intradía de los precios sufren una apreciable y significativa disminución en las estimaciones del coeficiente beta después de la OPA. Al igual que

⁷ Debido al reducido tamaño de nuestra muestra los t-tests son meramente informativos.

ocurre con los títulos que presentan una disminución de volumen o un aumento de la horquilla relativa de tipo medio.

Si bien los anteriores resultados están de acuerdo con nuestra hipótesis, también lo están con una hipótesis alternativa según la cual tanto los cambios en la estimación de beta como los cambios en la actividad negociadora están relacionados con la importancia económica del suceso. Este último caso ha sido estudiado en el Apartado 3.1 (Cuadro III), donde obtuvimos que el signo de la relación entre el cambio en la actividad negociadora y el tamaño de OPA (variable que tomamos como proxy para medir la importancia económica del suceso) coincidía con el esperado, siendo, además, significativo en el caso de las variables horquilla relativa y frecuencia de negociación.

Para analizar los cambios en el riesgo sistemático de las empresas objetivo después de una OPA, regresamos los cambios en la estimación minimocuadrática del coeficiente beta respecto al tamaño de la OPA y a los cambios producidos en todas las medidas de la actividad negociadora, como ya se indicó en la ecuación [4]. Evidentemente, no intentamos interpretar los cambios post y pre OPA en cada una de las medidas propuestas como variables explicativas directas de los cambios en el riesgo sistemático, sino simplemente detectar a través de su signo y significación, la influencia del “cambio en la actividad negociadora”. Además del modelo completo, también realizamos otras regresiones multivariantes y univariantes.

En el Cuadro VI se muestran algunos de los resultados obtenidos. En las columnas correspondientes a cada medida de la actividad negociadora se presentan los coeficientes de la variable cambio post-pre OPA con su estadístico t, basado en desviaciones consistentes de Newey-West entre paréntesis.

Aunque en el modelo (1), que corresponde a la ecuación [4], se observa una falta total de significación y valor explicativo, cuando se eliminan algunas variables, mejoran los ajustes. Así, al eliminar la variable tamaño, en el modelo (2), de todas las medidas de la actividad negociadora, sólo los cambios en la horquilla relativa tienen un coeficiente significativamente distinto de cero y con el signo adecuado. Esto sugiere que esta variable es, quizás, el indicador más importante o más sensible de la precisión de los precios de cierre. Esto viene corroborado por el modelo univariante (4), que sigue manteniendo el signo y la significación.

Cuadro VI

Relación entre cambios en la estimación del riesgo sistemático y el tamaño de la OPA y cambios en la actividad negociadora. Coeficientes de las regresiones coseccionales de cambios en la estimación minimocuadrática de beta respecto la importancia económica de la OPA (medida por la variable tamaño de la OPA) y cambios en las distintas medidas de la actividad negociadora, ecuación [4]. La muestra incluye 19 OPAs sobre empresas objetivo del Mercado Continuo español entre 1990 y 1998. Los estadísticos t están basados en desviaciones consistentes de Newey-West.

Modelo	Intercept	TO	PR	HR	VR	NTR	FC	VIR	R ² ajustado	F-Statistic
(1)	0.191 (0.86)	-0.888 (-1.42)	-0.010 (-0.21)	-0.019 (-0.45)	-0.071 (-0.79)	0.119 (0.65)	0.219 (0.17)	0.183 (0.32)	0.045	1.121
(2)	0.077 (0.41)		-0.089 (-1.32)	-0.099 ^b (-2.34)	0.008 (0.11)	0.191 (1.17)	1.12 (0.86)	0.613 (0.78)	0.039	1.122
(3)	0.215 (1.19)	-0.940 ^c (-1.94)							0.268	7.587
(4)	-0.073 (-0.85)			-0.070 ^a (-2.97)					0.062	2.183

^a, ^b y ^c denotan significatividad al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Bajo la hipótesis alternativa de que los cambios de beta están relacionados con la importancia económica del suceso, los cambios en la estimación minimocuadrática de beta deberían estar relacionados directamente con el tamaño de la OPA. Del modelo (3) del Cuadro VI se desprende que, efectivamente, existe una relación directa y significativa entre el cambio en la estimación por MCO de beta y el tamaño de la OPA, siendo el signo el acorde: cuanto mayor es la importancia de la OPA (es decir, cuanto mayor es el porcentaje de acciones que la empresa postora ha logrado adquirir del capital social de la empresa objetivo en la OPA) mayor es la disminución en la estimación minimocuadrática de beta tras la OPA.

Dado el pequeño número de casos que conforma nuestra muestra, no podemos realizar divisiones ni contrastes más afinados, controlando por tamaño de las empresas, sectores de actividad, etc., pero aunque el anterior análisis sólo lo podemos considerar como meramente informativo, sirve para mostrar que en el mercado español después de una OPA se produce una disminución en la estimación minimocuadrática del riesgo sistemático, ligada a los cambios negativos en la actividad negociadora, que puede ser corregida usando técnicas adecuadas.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo estudiamos el efecto que una OPA tiene sobre la actividad negociadora y el riesgo sistemático de la empresa objetivo. La hipótesis de la que

partimos es que el pase de los títulos de la empresa objetivo a la cartera de control de la empresa postora y su consiguiente retirada del mercado, implica, en términos generales, una reducción de la actividad negociadora de la empresa objetivo y, en concreto, una disminución de su liquidez. Siguiendo la literatura de la microestructura del mercado, este cambio en la actividad negociadora de la empresa objetivo conduce a que las estimaciones de su riesgo sistemático mediante mínimos cuadrados ordinarios presenten un sesgo a la baja.

A partir de los resultados obtenidos en nuestros análisis, podemos extraer las siguientes conclusiones:

- Respecto de la actividad negociadora, encontramos una reducción significativa de la misma, como así lo indican los cambios experimentados en las variables volumen negociado y número de transacciones. Sin embargo, no es posible afirmar categóricamente que se ha producido una reducción en la liquidez en las empresas objetivo, ya que si bien se produce una ampliación significativa de la horquilla, el cambio que experimenta la variable profundidad no indica una reducción en la liquidez. No obstante, el hecho de que el cambio tras la OPA de la variable profundidad no sea significativamente distinto de cero nos lleva a concluir que el mercado no aprecia la OPA como una señal negativa para la empresa objetivo y que su interés en ella se mantiene tras el suceso.

- Con referencia a la estimación del riesgo sistemático, encontramos que, aunque, el cambio en la actividad negociadora de la empresa objetivo después del suceso supone una disminución de la estimación mínimocuadrática de la beta, ésta no es significativa. Tras controlar por los sesgos que introduce el cambio en la actividad negociadora el suceso la disminución en la beta se reduce, pero la falta de significación sólo nos permite decir que el ajuste por los retrasos en los precios parece incidir en la disminución de la estimación minimocuadrática de la beta.

- Los cambios en la estimación del riesgo sistemático de los títulos de las empresas objetivo tras una OPA parecen estar directamente relacionados tanto con el tamaño de la oferta, que puede ser considerado como una proxy de la importancia económica del suceso, como con la amplitud de los cambios que se producen en la actividad negociadora.

- De todas las medidas propuestas, la horquilla relativa parece ser la medida más importante y sensible, tanto al analizar la actividad negociadora como los cambios en la estimación del riesgo sistemático.

Por último, deseamos señalar que a pesar de que el pequeño tamaño de la muestra de empresas objetivo de que se dispone no nos permite ser más concluyentes, esperamos haber podido mostrar que el mercado bursátil español sigue las mismas pautas de comportamiento que la mayoría de mercados financieros desarrollados de nuestro entorno económico.

BIBLIOGRAFÍA

- BARCLAY, M.J. Y C.W. SMITH (1988): “Corporate payout policy: Cash dividends versus open-market repurchases”, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 61-82.
- COHEN, K.J., G.A. HAWAWINI, S.F. MAIER, R.A. SCHWARTZ Y D.K. WHITCOMB (1980): “Implications of microstructure theory for empirical research on stock price behavior”, *Journal of Finance* 35, pp. 249-257.
- COHEN, K.J., G.A. HAWAWINI, S.F. MAIER, R.A. SCHWARTZ Y D.K. WHITCOMB (1983): “Frictions in the trading process and the estimation of systematic risk”, *Journal of Financial Economics* 12, pp. 263-278.
- CONRAD, J. Y C.M. NIDEN (1992): “Order flow, trading cost and corporate acquisition announcements”. *Financial Management* 21, pp. 22-31.
- CONROY, R.M., R.S. HARRIS Y B.A. BENET (1990): “The effects of stock splits on bid-ask spreads”, *Journal of Finance* 45, pp. 1285-1296.
- DANN, L.Y., R.W. MASULIS Y D. MAYERS (1991): “Repurchase tender offers and earnings information”, *Journal of Accounting and Economics* 14, pp. 217-251.
- DENIS, D.J. Y G.B. KADLEC (1994): “Corporate events, trading activity, and the estimation of systematic risk: Evidence from equity offerings and share repurchases”, *Journal of Finance* 49, pp. 1787-1811.

- DIMSON, E. (1979): "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197-226.
- FOWLER, D.J. Y C.H. RORKE (1983): "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics* 12, pp. 279-283.
- GÓMEZ SALA, J.C. (1999): "Rentabilidades anormales en la fecha ex-split: una explicación de microestructura"; *Workshop en Finanzas*, Segovia, 41 pp.
- JENSEN, M.C. Y S.R. RUBACK (1983): "The market for corporate control. The scientific evidence", *Journal of Financial Economics* 11, pp. 5-56.
- KEOW, A.J., J.M. PINKERTON Y P.J. BOLSTER (1992): "Merger announcements, asymmetrical information, and trading volume: An empirical investigation". *Journal of Business Finance and Accounting* 19, pp. 901-910.
- LAKONISHOK, J. Y T. VERMAELEN (1990): "Anomalous price behavior around repurchase Tender Offers". *Journal of Finance* 45, pp. 455-477.
- LEASE, R.C., R.W. MASULIS Y J.R. PAGE (1993): "Impacts of seasoned equity offerings on market microstructure and the stock return generating process". *Working paper*, University of Utah.
- LODERER, C. Y D.P. SHEENAN (1992): "Seasoned stock offerings and the bid-ask spread" *Working paper*, Penn State University.
- PEÑA, J.I. (1992): "Contratación asincrónica, riesgo sistemático y contrastes de eficiencia", *Cuadernos Económicos del I.C.E.* 50, pp. 81-89.
- RUBIO, G. Y M. TAPIA (1996): "Adverse selection, volume and transactions around dividend announcements in a continuous auction system", *European Financial Management* 2, pp. 39-69.
- SCHOLES, M. Y J. WILLIAMS (1977): "Estimating betas from nonsynchronous data", *Journal of Financial Economics* 5, pp. 309-327.
- TAPIA, M. (1995): "Ensayos sobre microestructura: información, riesgo y liquidez". Tesis doctoral. Universidad del País Vasco.

ANEXO I

Relación de casos estudiados y fechas correspondientes a los días cero tanto para el periodo previo (t_0) como posterior (t'_0) a la OPA.

Empresa Objetivo	t_0	t'_0
Electra del Viesgo	22/03/91	7/05/91
Hidrola	30/05/91	15/07/91
BP Oil	5/06/91*	5/08/91
Sevillana de Electricidad1	28/06/91	14/08/91
Fecsa1	27/09/91	12/11/91
Saltos del Nansa1	17/01/92*	9/03/92
Finanzauto	23/04/92*	21/07/92
La Auxiliar de la Construcción	13/05/92	17/09/92
Valenciana de Cementos Portland	7/07/92	20/08/92
Asland	19/04/93*	5/07/93
Banco Zaragozano	30/04/93	10/06/93
Banco de Fomento	21/06/93	29/07/93
Grupo Fosforera	11/01/94	3/03/94
Saltos del Nansa2	4/05/94	22/06/94
Soc. Española Acumulador Tudor	31/08/94	17/10/94
Banco Simeón	30/09/94*	14/06/95
Banco Herrero	7/04/95*	12/07/95
Banco Exterior	13/11/95*	8/01/96
Compañía General de Inversiones	16/09/96	4/11/96
Fecsa2	21/10/96	29/11/96
Sevillana de Electricidad2	21/10/96	29/11/96
Hornos Ibéricos Alba	4/12/96*	4/02/97
Asturiana del Zinc	8/07/97	10/09/97

* La fecha corresponde a una noticia sobre la OPA publicada en prensa que provocó la suspensión de la cotización del título por parte de la CNMV.