

# DINÁMICA DEL VOLUMEN, INFORMACIÓN Y ESTRUCTURA DE PROPIEDAD\*

CRISTINA DEL RÍO  
RAFAEL SANTAMARÍA  
Universidad Pública de Navarra

El artículo analiza el papel de la tipología del inversor (individual-institucional) en la dinámica del volumen de los activos negociados en el mercado de valores español. A diferencia de la evidencia obtenida para las empresas americanas, los resultados no muestran que dicha división genere diferencias significativas en el comportamiento dinámico del volumen, ni en la autocorrelación ordinaria ni en la negociación frente a grandes movimientos del mercado. Las diferencias en la autocorrelación se obtienen si se utiliza como variable la participación de fondos de inversión en la propiedad de las empresas. Estos resultados son consistentes con el argumento de que no es solo la naturaleza institucional del inversor sino las diferencias de objetivos entre estos agentes lo que puede afectar al comportamiento dinámico del volumen.

*Palabras clave:* inversores institucionales, autocorrelación del volumen, flujo de información.

*Clasificación JEL:* G12, G14, G20.

El estudio del volumen negociado de los activos ha sido objeto de cierta atención en la literatura, especialmente en la última década. Lógicamente, la preocupación principal se ha centrado en su relación con la rentabilidad, tanto actual como pasada<sup>1</sup>, así como la capacidad potencial que posee para predecir dicha variable<sup>2</sup>. Más recientemente, diversos estudios se han ocupado de

---

(\*) Agradecimientos: El trabajo se ha beneficiado de una ayuda de los Fondos FEDER y el Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ2006-14809-C03-01). Deseamos agradecer los interesantes comentarios realizados por ambos evaluadores anónimos. Lógicamente los errores subsistentes son de completa responsabilidad de los autores.

(1) Statman *et al.* (2006) ofrece distintas aportaciones teóricas y empíricas acerca del comportamiento del volumen desde el planteamiento de que si todos los inversores fueran racionales el alto volumen negociado resultaría un enigma.

(2) Véanse, por ejemplo, Cooper (1999), Lee y Swaminathan (2000), Llorente *et al.* (2002) y Gervais *et al.* (2001) que estudian la relación volumen-rentabilidad. Por otro lado, Statman (2006) estudia la relación en sentido contrario (rentabilidad-volumen).

analizar el papel del volumen en la explicación de ciertos patrones de comportamiento observados en los precios, tales como el efecto *momentum*<sup>3</sup> o el comportamiento gregario (*herding*) de los agentes<sup>4</sup>.

Sin embargo, la propia dinámica del volumen ha recibido menor atención empírica, a pesar de que entender sus causas determinantes puede aportar información relevante sobre el comportamiento de los agentes y sobre el proceso de incorporación de la información en los precios, con potenciales aplicaciones en el terreno predictivo.

En los modelos teóricos, la negociación en los mercados financieros atiende a razones de liquidez, a diferenciales de información y/o de expectativas de los agentes. En este sentido, el flujo y la naturaleza de la información quedarán reflejados en la dinámica del volumen y, en consecuencia, en su autocorrelación. Dicho patrón puede explicarse por la presencia de autocorrelación en el proceso de llegada de información. Pero esta no es la única causa de este comportamiento. Como afirman He y Wang (1995), la llegada de nueva información al mercado inducirá agrupamiento de órdenes incluso si el proceso de llegada no está agrupado. También la existencia de fricciones que generan diferenciales de información en los agentes puede inducir distintos tiempos de respuesta a la información provocando correlación en el volumen [Huffman (1987)]. A estas explicaciones se suman Covrig y Ng (2004) mostrando que la tipología de los inversores (institucionales versus individuales) es una variable clave para explicar diferencias en la dinámica del volumen observada en distintas empresas. En economía financiera, el tipo de inversor se utiliza usualmente como *proxy* del nivel de información que posee. En concreto, se asume que los inversores institucionales son agentes informados mientras que los individuos presentan sesgos psicológicos, catalogándose usualmente como “negociadores ruidosos” en terminología de Black (1986). Desde una perspectiva teórica, autores como Admati y Pfleiderer (1988), Foster y Wishwanatham (1990) o Wang (1994) muestran que los inversores informados tienden a dividir estratégicamente sus órdenes para prevenir que su información sea revelada más rápidamente, lo que podría generar autocorrelación en el volumen negociado y también Cao, Coval y Hirschleifer (2002) afirman que dicha correlación puede estar motivada por la conducta estratégica de los inversores que tienen información relevante sobre una empresa concreta. Estos argumentos son utilizados por Covrig y Ng (2004) en un sencillo modelo de dinámica del volumen en el que se incorpora el papel de la tipología de los inversores a través de la estructura de propiedad de las empresas. Estos autores suponen que los inversores institucionales tienen mayor probabilidad de tener información privada y, en consecuencia, su negociación inducirá mayor correlación en las negociaciones lo que provocará una mayor autocorrelación en el volumen negociado de acciones.

---

(3) Efecto *momentum* o también identificado como positivo *feedback trading* [Griffin *et al.* (2003)].

(4) En este sentido, Nofsinger *et al.* (1999) muestra una revisión de *herding* y *feedback trading* originado tanto por inversores individuales como institucionales. Cai y Zheng (2004) y Sias *et al.* (2004) ofrecen conclusiones dispares sobre los efectos derivados del comportamiento de los inversores institucionales y del *feedback trading*.

Estos razonamientos a favor de una mayor correlación en el volumen de negocio motivado por la actuación de los inversores institucionales se ven respaldados por estudios como los de Lakonishok *et al.* (1992), Grinblatt *et al.* (1995) y Wermers (1999), a través del *herding* institucional y del *feedback trading*.

No obstante, el apoyo para imputar la correlación del volumen a los inversores institucionales no es unánime. En este sentido, Barber y Odean (2008) muestran que la negociación de los inversores individuales también genera autocorrelación en el volumen. A ello hay que añadir que los modelos que sustentan una relación de la autocorrelación del volumen con la información o con la conducta estratégica de los inversores tampoco relacionan biunívocamente dichas variables con la tipología de inversores.

En este contexto, Covrig y Ng (2004), conscientes de la dificultad de establecer una hipótesis clara de contraste<sup>5</sup>, realizan un estudio empírico en el que ponen en relación la autocorrelación del volumen, el flujo de información y la tipología de inversores, a través de la estructura de propiedad de las empresas negociadas. Sus conclusiones indican que el nivel de autocorrelación disminuye con el nivel de propiedad institucional de la empresa, pero que la llegada de información genera mayor agrupamiento en el volumen de negocio de los inversores institucionales que en el de los inversores individuales. Ello les permite afirmar que sus resultados son consistentes con la negociación correlacionada de los inversores institucionales<sup>6</sup>.

Para que esta conclusión obtenida para las empresas americanas pueda generalizarse es necesario asumir que los inversores institucionales son un colectivo homogéneo, tanto en los objetivos como en su temporalidad. Sin embargo, este supuesto no es fácil de admitir cuando existe evidencia de comportamientos diferentes de los inversores institucionales en función de su tipología y entorno institucional. En este sentido, Dennis y Strickland (2002) muestran que los bancos y los fondos de inversión reaccionan de manera claramente distinta en días de fuerte volatilidad, justificando el resultado por el mayor incentivo que poseen los gestores de fondos para actuar a corto plazo. Por otro lado, Kim y Nofsinger (2005) previenen contra la posibilidad de generalizar resultados obtenidos sobre actividad negociadora en distintos entornos debido a las diferentes relaciones que los inversores institucionales y, en especial, los grupos financieros tejen con las empresas. En ambos trabajos se enfatiza la importancia que tiene la tipología de la propiedad institucional en la dinámica de la negociación, lo que permite cuestionar la relevancia de una simple dicotomía inversor institucional-no institucional presente en el trabajo de Covrig y Ng (2004).

---

(5) Los propios autores reconocen explícitamente que ante la dificultad de identificar la causa que origina la correlación observada en el volumen “dejan que sean los datos los que aclaren esta cuestión”.

(6) Esta conclusión, avalada en sus resultados con la variable asociada al flujo de información, no se ve sostenida con su estudio del nivel de autocorrelación, que resulta favorable a la mayor presencia de inversores individuales.

De acuerdo con estos argumentos parece conveniente introducir una variable adicional que permita explicar las diferencias en la dinámica del volumen negociado ligada a diferencias en los objetivos de actuación de los agentes. En particular, mayor focalización de objetivos a corto plazo en fondos de inversión y planes de pensiones, ligada a su frecuente control y sistema de incentivos, frente a inversores más estables como los inversores individuales de paquetes significativos de acciones o de bancos como inversores estratégicos o de control. A este respecto, señalar que lo expuesto no niega la hipótesis de que la negociación derivada de agentes informados (asociada más estrechamente con inversores institucionales) puede ser una fuente relevante de la autocorrelación. Simplemente enfatiza que, a igualdad de probabilidad de tener información privada, la temporalidad de los objetivos del inversor tiene un papel determinante en las estrategias de negociación y, por tanto, en la dinámica del volumen. En estos casos, un inversor individual con un paquete significativo de acciones y un banco con objetivos de control, ambos con mayor probabilidad de tener información que un simple inversor individual, podrían situarse más cercanos entre sí que un banco y un fondo de inversión.

El peso mayoritario que tienen los fondos de inversión y los planes de pensiones dentro del conjunto de propiedad institucional de las empresas americanas podría explicar los resultados obtenidos por Covrig y Ng (2004). Sin embargo, este no es el caso de otros entornos institucionales como el español, donde el peso de los fondos de inversión y planes de pensiones en la propiedad de las empresas es muy inferior al de las empresas americanas y se sitúa muy por debajo de la participación que poseen las entidades bancarias<sup>7</sup>. En este escenario, es probable que la variable asociada exclusivamente al grado de propiedad institucional no permita observar diferencias significativas en el agrupamiento del volumen. En cambio, de acuerdo con el argumento expuesto en este trabajo, deberían producirse diferencias cuando se utiliza como variable de agrupación el porcentaje de propiedad de los fondos de inversión y planes de pensiones.

Por otro lado, parece probado que la existencia de inversores con participaciones relevantes en la propiedad de la empresa (*blockholders*) tiene un efecto significativo en la dinámica del volumen [Kim y Nofsinger (2005)]. Ello supone otra característica adicional para incluir en el análisis derivada de la existencia de diferencias significativas en la concentración de la propiedad entre en las empresas americanas y españolas, claramente más concentrada en este último caso. Esta circunstancia aconseja analizar la relación entre la autocorrelación del volumen y la tipología de inversores controlada por el nivel de concentración de la propiedad, al objeto de verificar si los resultados obtenidos pueden estar afectados por esta variable.

Por último, además de los aspectos señalados referidos a tipología y concentración de propiedad, no puede ocultarse la existencia de un buen número de dife-

---

(7) Este resultado se mostrará posteriormente en la descripción de la muestra. En este sentido, los estudios de Salas (2002), Crespi y García-Cestona (2002) y AQR (2002) ya habían puesto de manifiesto las diferencias en la estructura de propiedad y control entre las empresas españolas y las americanas.

rencias centradas en aspectos tales como el tamaño de mercado, la liquidez de los activos o de las propias características microestructurales de ambos mercados.

En este contexto, el objetivo central del trabajo es contrastar si la dinámica del volumen en relación con la información que llega al mercado está determinada por el porcentaje de propiedad en manos de inversores institucionales, en línea con los resultados de Covrig y Ng (2004) o si, en línea con los argumentos expuestos, esta variable agregada no es determinante sin tener en cuenta la temporalidad de los objetivos de los inversores. Para este propósito el artículo se organiza atendiendo a la siguiente estructura. La sección primera presenta la base de datos utilizada. La sección segunda aborda el análisis de la autocorrelación del volumen en función de la información y la tipología de los inversores. Posteriormente, en la sección tercera se analiza si la tipología y la temporalidad de objetivos de los inversores afecta a la dinámica de negociación en momentos de elevado flujo de información, concretados en momentos de alta volatilidad del mercado. Por último, en la sección cuarta se presentan las conclusiones más relevantes.

## 1. BASE DE DATOS Y DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

### 1.1. Base de Datos

El período de análisis se extiende desde enero de 1998 a diciembre de 2003. Dicho período se ha subdividido en dos períodos: 1998-2000 y 2001-2003. Covrig y Ng (2004), quienes trabajan con períodos de tres años, justifican el empleo de muestras no demasiado largas por motivos de estabilidad de los parámetros de los activos, reducción de la variación de la capitalización del mercado, así como del nivel de propiedad institucional de cada activo en cada período.

La fuente de obtención de los datos ha sido doble. Por un lado, la base de datos SABI, a partir de la cual se ha construido la base de datos de estructura de propiedad. Por otro lado, la Sociedad de Bolsas e Intertell de las que se han obtenido los datos relativos a volumen de negocio, acciones en circulación y rentabilidades. Las empresas que se han seleccionado para realizar el análisis empírico son empresas no financieras que cotizan en el mercado continuo, a las cuales se les ha impuesto la condición de que al menos hubieran cotizado dos años consecutivos.

La base de datos SABI proporcionaba información de los propietarios de la empresa, nombre y participación directa de cada uno de ellos, siempre que ésta superase el 0,01%. Desde el año 2003 SABI incorporó a la base de datos la tipología del propietario. Tipología detallada en inversores privados (particulares, familiares o empresa industriales) e institucionales (bancos, seguros, planes de pensiones, fondos de inversión, Estado u otros). Esta clasificación con sus consiguientes subdivisiones ofrecía la posibilidad de determinar el porcentaje de participación de los distintos grupos de inversores. A partir de dicha información se procedió a asociar a cada inversor su tipología para cada uno de los años de 1998 a 2002.

La base finalmente utilizada presenta un total de 75 empresas para el primer subperíodo y 95 en el segundo, aunque no todas ellas tienen información completa para el subperíodo de análisis.

## 1.2. Descripción de la muestra

El cuadro 1 presenta un resumen de esta base de datos. En él se recoge el porcentaje de empresas de la muestra en cuya estructura de propiedad existen inversores institucionales, porcentaje de participación directa acumulada de inversores institucionales, porcentaje de participación directa del mayor inversor, así como su desglose atendiendo a la tipología (bancos, fondos, compañías de seguros y otros). Además, dicho cuadro ofrece información relativa al número medio de inversores institucionales y de inversores con participación superior al 5%, identificados como inversores con participaciones significativas de la sociedad o *blockholders*.

La información recogida permite constatar que el número de empresas que poseen al menos un inversor institucional es superior al 80% tanto en el período 1998-2000 como en 2001-2003. Este porcentaje se ve considerablemente reducido cuando analizamos el número de empresas cuyo mayor inversor es un inversor institucional (35,86 y 19,77%, respectivamente en ambos períodos). La participación total institucional se sitúa muy por debajo de la no institucional. Para el primer período representa el 17,39% y para el segundo período el 16,60%. El desglose de la propiedad en manos de un inversor mayoritario institucional sitúa a los bancos en un puesto muy destacado y alejado del resto de instituciones. En concreto, el porcentaje de propiedad acumulado en manos de los bancos representa más del doble de la propiedad en manos de fondos de inversión y planes de pensiones. Estos porcentajes han variado un poco en los dos subperíodos analizados, ya que en el último se observa una disminución del peso de los bancos y un aumento de la importancia de estas instituciones de inversión.

El número medio de inversores institucionales, en aquellas empresas que éstos están presentes en su estructura de propiedad, se sitúa entre 3 y 4. Este resultado nos permite avanzar la idea acerca de que la participación por parte de los inversores institucionales, a nivel de empresa, está en poder de un número muy reducido y, por lo tanto, la propiedad se encuentra muy concentrada. Esta idea se refuerza si observamos los datos para *blockholders* institucionales, superando la media apenas la unidad.

Adicionalmente, los *blockholders*, en su conjunto, representan el 49,80 y 55,47%, siendo la media del número de *blockholders* por empresa cercana a 3. Estos datos, junto con los relativos al porcentaje de propiedad directa del mayor accionista, sea individual o institucional (31,01 y 30,54%), confirman claramente que la propiedad en España presenta un elevado grado de concentración<sup>8</sup>. Además, como se ha señalado, la participación propiedad de los inversores institucionales mayoritariamente está en poder de los bancos. La propiedad en manos de fondos de inversión y planes de pensiones, situados en segundo lugar dentro de los inversores institucionales, está muy alejada, situándose alrededor del 4%.

---

(8) Indicar que se trata de participación directa, pudiendo aumentarse significativamente si se tuviese información de la participación indirecta. Por otro lado, nuestro análisis se ve reforzado por los datos mostrados en los trabajos precedentes de Salas (2002), Crespí y García-Cestona (2002) y del AQR (2002).

Cuadro 1: DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA DE EMPRESAS ESPAÑOLAS (PERÍODOS 1998-2000 Y 2001-2003)

	1998-2000	2001-2003
Nº de Empresas recogidas en la muestra	75	95
Empresas con Inversores Institucionales	82,30%	81,79%
Empresas con Mayor Accionista Inversor Institucional	35,86%	19,77%
Empresas con Mayor Accionista Inversor Institucional Banco	22,89%	11,98%
Empresas con Mayor Accionista Inversor Institucional Fondos	9,34%	4,08%
Empresas con Mayor Accionista Inversor Institucional Seguros	1,41%	0,76%
Empresas con Mayor Accionista Inversor Institucional Otros	3,71%	3,70%
Participación Acumulada de Inversores Institucionales	17,37%	16,60%
Participación Acumulada de Bancos	10,34%	8,54%
Participación Acumulada de Fondos	3,94%	4,44%
Participación Acumulada de Otros Inversores Institucionales	2,88%	3,22%
Participación Acumulada de <i>Blockholders</i>	49,80%	55,47%
Participación Acumulada de <i>Blockholders</i> Institucionales	13,73%	12,13%
Participación Acumulada de <i>Blockholders</i> Bancos	8,21%	6,32%
Participación Acumulada de <i>Blockholders</i> Fondos	3,11%	3,19%
Participación del Mayor Accionista si éste no es Institucional	31,01%	30,54%
Participación del Mayor Accionista si éste es Institucional	21,34%	12,58%

**Cuadro 1: DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA DE EMPRESAS ESPAÑOLAS (PERÍODOS 1998-2000 Y 2001-2003) (continuación)**

	1998-2000	2001-2003
Nº Accionistas	14,70	15,95
Nº Accionistas Institucionales	3,63	4,20
Nº Accionistas Institucionales y No Institucionales con participación < 5%	11,59	12,06
Nº Accionistas Institucionales y No Institucionales con participación >=5%	3,12	3,89
Nº Accionistas Institucionales con participación >=5%	1,12	1,25

Datos medios por subperíodo 1998-2000 y 2001-2003. La Base de Datos SABI recoge participaciones directas superiores al 0,01% del capital. Desde el año 2003 SABI incorporó a la base de datos la tipología del propietario. Dicha tipología está detallada en inversores privados (particulares, familiares o empresa industriales) e institucionales (bancos, seguros, planes de pensiones, fondos de inversión, estado u otros). A partir de esta información se han identificado los inversores y se ha confeccionado la base para el período 1998-2003. En línea con la literatura, entendemos por *blockholders* a aquellos inversores con participación superior al 5%.

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de propiedad directa de los inversores de la Base de Datos SABI.



De forma comparativa, la estructura de propiedad de las empresas objeto de nuestro estudio (participación institucional y distribución) es claramente distinta a la de las empresas que comprendían los estudios de los trabajos americanos señalados anteriormente. Así, en el trabajo de Dennis y Strickland (2002), la propiedad media en manos de inversores institucionales era de un 24,3%, algo mayor del aproximadamente 17% que representan en las empresas españolas, indicando el mayor peso que tienen los inversores institucionales en la propiedad de las empresas americanas frente a lo observado en las españolas. En los años que comprende su muestra la participación institucional experimentó un incremento del 21% en 1988 al 30% en 1996. En lo que respecta a la distribución de la participación en los distintos tipos de inversores institucionales destaca la participación de los fondos de inversión y planes de pensiones (pasando aproximadamente del 12 al 17%), representando casi 60% de la participación institucional frente al 8-10% que representan los bancos<sup>9</sup>. Estos datos son claramente distintos del 4% de participación acumulada que presentan estas instituciones, en la muestra analizada de empresas españolas, frente a aproximadamente el 10% que presentan los bancos.

Estas diferencias de perfil de la propiedad y distribución de las empresas españolas, con relación a las americanas, plantean un interesante escenario para contrastar el argumento expuesto en la introducción.

## 2. AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN E INFORMACIÓN

El estudio de la relación entre volumen, información y el tipo de inversor asociado a la estructura de propiedad de las empresas, se lleva a cabo a través de la variable volumen anormal, obtenido a partir de la rotación anormal<sup>10</sup>. Esta elección se sustenta en los trabajos de Llorente *et al.* (2002), Dennis y Strickland (2002) o Covrig y Ng (2004). Así se tiene que:

$$V_{i,t} = \log \text{rotación}_{i,t} - \frac{1}{200} \sum_{s=1}^{200} \log \text{rotación}_{i,t-s} \quad [1]$$

(9) En el trabajo de Hotchkiss y Strickland (2003) se ofrecen porcentajes de propiedad y distribución muy similares estos últimos.

(10) La medida de volumen utilizada tiene especial interés para el propósito del trabajo, además permite la comparabilidad con los trabajos de referencia. En el trabajo de Llorente *et al.* (2002) utilizan dicha variable para analizar el impacto de la información asimétrica en la dinámica de la relación volumen-rentabilidad. Dennis y Strickland (2002), a diferencia de Covrig y Ng (2004), utilizan una variable muy similar a la que denominan "volumen anormal". La utilización de la rotación como medida del volumen es justificada en Lo y Wang (2000). Estos autores también muestran que dicha distribución es asimétrica y no estacionaria. Para solventar esta cuestión Llorente *et al.* (2002) proponen tomar logaritmos y eliminar la tendencia con la media de las últimas 200 observaciones diarias. Como señalan estos autores, se añade esa pequeña constante (0,000255) por dos finalidades, evitar tener un volumen 0 y crear una distribución más próxima a la Normal. Desde un punto de vista práctico, la elección de una medida anormal permite una comparación más directa con el flujo de información, a la par que posibilita homogeneizar los valores de las distintas empresas.

siendo

$$\log \text{rotación}_{i,t} = \log(100 * \text{rotación}_{i,t} + 0,000255) \quad [2]$$

La rotación se mide por el cociente entre el número de títulos negociados en relación con el número de títulos en circulación. El análisis de  $V_{i,t}$ , permitirá observar directamente el efecto que la llegada de información al mercado tiene sobre las variaciones diarias del volumen respecto al volumen medio que se negocia de dicho activo.

Con carácter previo al análisis multivariante, se presenta un breve análisis descriptivo del comportamiento de la dinámica del volumen en función de la estructura de propiedad de las empresas. Inicialmente se han realizado dos criterios de agrupación diferentes. En una primera aproximación, se ha subdividido la muestra atendiendo a que la empresa posea o no inversores institucionales en su estructura de propiedad. Posteriormente se ha realizado el análisis atendiendo a que la participación acumulada de los inversores institucionales sea superior o inferior al valor de la mediana<sup>11</sup>. Esta segunda agrupación presenta la ventaja de obtener dos grupos con el mismo número de empresas. Además, relativiza la importancia derivada del simple hecho de poseer un inversor institucional, independientemente de su porcentaje de participación.

Del análisis univariante de la autocorrelación del volumen conviene destacar que ésta es positiva y significativamente distinta de cero para los dos subperíodos analizados (véase cuadro 2). Estos resultados confirman para el mercado español una de las regularidades observadas en el comportamiento del volumen de los activos del mercado americano<sup>12</sup>, con una intensidad claramente mayor que la mostrada en otros trabajos. En ambos subperíodos el nivel de autocorrelación en empresas que poseen inversores institucionales en su estructura de propiedad es ligeramente superior, aunque no se muestra distinto del obtenido en las empresas no lo poseen inversores institucionales, a un 5% de nivel de significación. Es más, el nivel de autocorrelación en empresas que poseen una participación de inversores institucionales superior a la mediana es muy similar al que presentan los que poseen una participación inferior a la mediana. No obstante, los resultados referidos a los grupos de propiedad institucional deben interpretarse con cierta cautela ya que hay variables como el tamaño o el nivel de concentración de propiedad que están asociados con patrones de negociación y pueden generar resultados específicos si no están adecuadamente controlados.

Para obtener una información más precisa se utiliza una aproximación multivariante. En línea con el trabajo de Covrig y Ng (2004), se parte de un sencillo modelo en el que se estudia la correlación de primer orden del volumen, incorporando variables ficticias para considerar el posible comportamiento estacional diario.

(11) La mediana para el primer período (1998-2000) es de un 13,06% y de un 12,16% para el segundo período (2001-2003).

(12) Gallant *et al.* (1992) y Campbell *et al.* (1993).

**Cuadro 2: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN NEGOCIADO EN FUNCIÓN DE LA PROPORCIÓN DE PROPIEDAD EN MANOS DE INVERSORES INSTITUCIONALES**

	1998-2000	Media	Mínimo	Máximo	2001-2003	Media	Mínimo	Máximo
$\rho$		0,53	0,20	0,82	$\rho$	0,43	0,13	0,77
t(1)		(30,20)*			t(1)	(94,00)*		
$\rho_{II}$		0,54	0,20	0,82	$\rho_{II}$	0,44	0,13	0,77
t(1)		(28,66)*			t(1)	(27,32)*		
$\rho_{SM}$		0,54	0,22	0,82	$\rho_{SM}$	0,44	0,13	0,76
t(1)		(22,88)*			t(1)	(22,34)*		
$\rho_{II} - \rho_{INI}$		0,07			$\rho_{II} - \rho_{INI}$	0,03		
t(2)		(1,71)			t(2)	(1,05)		
$\rho_{SM} - \rho_{IM}$		0,06			$\rho_{SM} - \rho_{IM}$	0,01		
t(2)		(0,97)			t(2)	(0,54)		

Estadísticos descriptivos de la autocorrelación ( $\rho$ ) del volumen anormal para el primer y segundo período (1998-2000; 2001-2003). Estadísticos descriptivos de la autocorrelación en empresas que poseen inversores institucionales ( $\rho_{II}$ ) para el primer y segundo período (1998-2000; 2001-2003). Estadísticos descriptivos de la autocorrelación para empresas cuya participación acumulada es superior a la mediana ( $\rho_{SM}$ ) para el primer y segundo período (1998-2000; 2001-2003). Datos procedentes de estimaciones individuales de empresas. El volumen anormal del título  $i$  en el momento  $t$ ,  $V_{i,t}$ , es aproximado por el logaritmo de la rotación de un título menos la media de dicha medida en las últimas 200 sesiones de mercado.  $t(1)$  es el valor del estadístico  $t$  sobre la hipótesis nula de que la media de dichas estimaciones de autocorrelación entre el grupo de empresas con /sin propiedad institucional es igual a 0.  $t(2)$  es el valor del estadístico  $t$  sobre la hipótesis nula de que la media de las estimaciones de autocorrelación entre empresas con participación de inversores institucionales superiores/inferiores a la mediana es idéntica. El signo \* indica que son significativos al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

$$V_{i,t+1} = \sum_{K=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N \quad [3]$$

Siendo  $V_{i,t}$  el volumen anormal del activo  $i$  en el día  $t$ ,  $D_{k,t}$  es la variable ficticia que es igual a 1 el día de la semana  $k$  y cero el resto y  $\varepsilon_{i,t}$  es el término de error. Lógicamente, el coeficiente  $\beta$  mide el grado de autocorrelación de primer orden en el volumen. Adicionalmente, con objeto de evitar la influencia de observaciones extremas<sup>13</sup> se ha incluido una variable ficticia  $D_{k,t}^e$  para cada título que toma el valor 1 cuando  $V_{i,t} \notin (\bar{V}_i - 2\sigma_{V_i}, \bar{V}_i + 2\sigma_{V_i})$ , siendo  $\bar{V}_i, \sigma_{V_i}$ , la media y la desviación típica de  $V_{i,t}$ .

Como es conocido, esta relación puede verse alterada por el flujo de información que llega al mercado, aspecto que incidirá en el nivel de agrupamiento del volumen. Para analizar esta cuestión se incorpora una variable que recoge dicho flujo de información ( $f_{i,t}$ ). Formalmente:

$$V_{i,t+1} = \sum_{K=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{it} f_{it} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [4]$$

Covrig y Ng (2004) proponen inicialmente el valor absoluto de la rentabilidad del título  $|r_{i,t}|$  como variable *proxy* del flujo de información. Además de contemplar la interacción entre el volumen anormal con el flujo de información, consideran varias especificaciones adicionales con objeto de robustecer el análisis. En concreto, introducen separadamente la variable flujo de información, tanto de forma retardada como contemporánea. Por último, analizan si los resultados son específicos de los activos estudiados o si, por el contrario, se está captando un factor de mercado. Para este propósito introducen dicho factor en la regresión a través del volumen agregado del mercado. Este se mide diariamente por el cociente entre el número total de acciones negociadas dividido por el número total de acciones en circulación. De esta forma, los modelos planteados son los siguientes:

$$V_{i,t+1} = \sum_{K=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{it} |r_{it}| + \varepsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N \quad [5]$$

$$V_{i,t+1} = \sum_{K=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{it} |r_{it}| + \delta_i |r_{it}| + \varepsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N \quad [6]$$

$$V_{i,t+1} = \sum_{K=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{it} |r_{it}| + \delta_i |r_{it}| + \lambda_i |r_{it+1}| + \varepsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N \quad [7]$$

(13) Agradecemos a uno de los evaluadores la sugerencia de contemplar el efecto de los valores extremos puesto que en estas series ocasionalmente se producen valores muy alejados y, en consecuencia, con apreciable influencia en la estimación de los parámetros

$$V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^e + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{M,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N \quad [8]$$

El análisis de la capacidad explicativa de la estructura de propiedad en la autocorrelación se efectúa por comparación de los coeficientes medios asociados a carteras extremas de títulos, construidas atendiendo al valor del porcentaje acumulado de propiedad institucional. Dado que se desea observar si existen diferencias entre grupos de propiedad institucional, los grupos los constituyen aquellos que potencialmente deberían exhibir un comportamiento más divergente y en concreto el primer y último cuartil, relegando el resto al grupo intermedio, esto es [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%].

Como se ha señalado anteriormente, el tamaño es una variable que usualmente ha estado relacionada con el comportamiento del volumen de negociación de un activo. Con objeto de reducir el efecto de esta variable en el análisis se obtendrán carteras de propiedad institucional controladas por tamaño. Para ello, inicialmente se asignan los activos a tres grupos en función de percentiles del tamaño [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%] y posteriormente, dentro de cada grupo de tamaño, se crean tres grupos en función de los niveles de propiedad institucional ya señalados. De esta forma, la cartera de menor propiedad institucional controlada por tamaño estará formada por las acciones del grupo de menor propiedad de cada uno de los grupos de tamaño. En el caso del análisis de carteras de propiedad de los fondos de inversión y planes de pensiones, dado que el porcentaje es muy pequeño o en muchos casos inexistente<sup>14</sup>, el control por tamaño se realiza en dos únicos grupos de tamaño [0%, 50%) y [50%, 100%] y posteriormente cada uno de ellos se asigna a alguno de los tres grupos de propiedad de fondos de inversión ya señalados [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%].

Por último, atendiendo a los resultados de Kim y Nofsinger (2005) que ponen de manifiesto el papel de la concentración de la propiedad en el *herding* institucional, aspecto que podría tener clara influencia en la autocorrelación, se han recalculado las carteras de propiedad institucional controladas por el porcentaje de *blockholders* en forma similar a lo realizado con el tamaño<sup>15</sup>.

Los resultados de las estimaciones de los coeficientes de autocorrelación y su relación con el flujo de información atendiendo a las distintas especificaciones se recogen en el cuadro 3. El proceso de estimación empleado es un *pool* de sección cruzada de series temporales de empresas<sup>16</sup>. Como puede observarse, el nivel de autocorrelación del volumen es muy elevado y claramente significativo en todas

(14) En realidad significa que es inferior al 0,1% de la propiedad de la empresa, que es el nivel mínimo para que conste en la Base de Datos de SABI.

(15) Hubiera sido muy interesante controlar por tamaño y *blockholders*, pero el tamaño muestral disponible impedía esta posibilidad. Indicar que el control por *blockholders* también realiza cierto control del nivel de capital flotante (*free float*).

(16) También se han utilizado otras alternativas de estimación empresa a empresa, tanto con el empleo de matrices robustas como con la inclusión de retardos de la variable dependiente hasta completar una semana de negociación y modelización de la varianza mediante un proceso GARCH (1,1). Las conclusiones obtenidas son totalmente coincidentes.

las especificaciones. Este experimenta una ligera disminución en el segundo sub-período, pero sigue ofreciendo valores claramente más elevados que los que obtienen Covrig y Ng (2004) para el mercado americano<sup>17</sup>.

Cuadro 3: AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN NEGOCIADO Y SU RELACIÓN CON EL FLUJO DE INFORMACIÓN

1998-2000	$\beta_i$	p	2001-2003	$\beta_i$	p
Modelo 1	0,52	0,00	Modelo 1	0,36	0,00
Modelo 2	0,46	0,00	Modelo 2	0,36	0,00
Modelo 3	0,46	0,00	Modelo 3	0,37	0,00
Modelo 4	0,44	0,00	Modelo 4	0,37	0,00
Modelo 5	0,49	0,00	Modelo 5	0,38	0,00
1998-2000	$\gamma_i$	p	2001-2003	$\gamma_i$	p
Modelo 2	3,57	0,00	Modelo 2	3,11	0,00
Modelo 3	3,20	0,00	Modelo 3	2,93	0,00
Modelo 4	3,53	0,00	Modelo 4	3,65	0,00

Especificaciones de los modelos:

- (1)  $V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^c + \beta_i V_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}; i=1, \dots, N$
- (2)  $V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^c + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \varepsilon_{i,t+1}; i=1, \dots, N$
- (3)  $V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^c + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta_i |r_{i,t}| + \varepsilon_{i,t+1}; i=1, \dots, N$
- (4)  $V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^c + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta_i |r_{i,t}| + \lambda_i |r_{i,t+1}| + \varepsilon_{i,t+1}; i=1, \dots, N$
- (5)  $V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,6} D_{i,t+1}^c + \beta_i V_{i,t} + \gamma_i V_{M,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}; i=1, \dots, N$

Para cada especificación (1 a 5), la estimación de los parámetros  $\beta_i$  y  $\gamma_i$  se realiza mediante un pool de sección cruzada de series temporales del conjunto de activos de la muestra. Posteriormente se realiza un contraste de Wald en el que se contrasta la hipótesis nula de que la media de los coeficientes  $\beta_i$  ( $\gamma_i$ ) es igual a 0. El contraste utiliza la corrección de White (1980), siendo p el nivel de significación asociado a la hipótesis nula.

Fuente: Elaboración propia.

(17) Este resultado no puede explicarse con lo realizado en el trabajo ya que existe un buen número de variables que pueden estar detrás del mismo. No obstante, es un aspecto interesante que debería ser objeto de investigación posterior. Señalar que los resultados de las estimaciones de la autocorrelación introduciendo retardos de la variable dependiente hasta completar una semana de negociación y permitiendo efectos GARCH son más bajos que los expuestos, pero las conclusiones permanecen estables.

Las estimaciones de los coeficientes que miden la influencia en la autocorrelación del flujo de información, en coherencia con una buena parte de la literatura teórica y con los resultados empíricos de Covrig y Ng, son positivos y significativos. En este caso, los valores de los coeficientes no son diferentes de los mostrados por estos autores, por lo que parece que el impacto del flujo de información en la autocorrelación es bastante similar en ambos mercados. Es importante señalar que las conclusiones obtenidas sobre ambos coeficientes se muestran robustas a las distintas especificaciones y a diferentes estrategias de estimación utilizadas<sup>18</sup>.

Realizada esta primera observación que verifica claramente la existencia de autocorrelación y que ésta es mayor en momentos de aumento en el flujo de información, la primera cuestión a contrastar es si dicha autocorrelación está generada por la actuación de los inversores institucionales o individuales. Para este propósito se realiza un contraste de diferencia de medias entre carteras extremas de propiedad institucional controladas por tamaño. El cuadro 4 presenta los resultados de los distintos contrastes realizados mediante dos estimaciones diferentes para cada una de las 5 especificaciones del modelo utilizadas. La primera a través de un contraste de Wald basado en la estimación de un pool de sección cruzada de series temporales de activos, con el empleo de la corrección de White (1980). La segunda mediante la estimación empresa a empresa incorporando retardos de la variable dependiente hasta completar una semana de negociación y modelizando la varianza como un proceso GARCH(1,1)<sup>19</sup>.

Los resultados con la estimación del sistema no permiten rechazar la hipótesis de ausencia de diferencias significativas en el nivel de autocorrelación en función de la tipología de inversor (individual o institucional) de las empresas en ninguno de las especificaciones utilizadas (véase Panel A del cuadro 4). Tampoco se aprecian diferencias en el comportamiento de la autocorrelación del volumen en relación con el flujo de información que llega al mercado entre carteras extremas de propiedad institucional. Estos resultados, diferentes de los mostrados por Covrig y Ng (2004) podrían ser explicados por las diferencias en la tipología de inversores institucionales entre ambos entornos. En el caso americano el gran peso de inversores institucionales con focalización de sus objetivos en el corto plazo puede hacer que la variable de propiedad institucional responda, con cierto ruido, a la actuación de estos agentes. En el caso español, el peso de estos inversores en el conjunto de inversores institucionales es claramente menor, siendo también muy inferior al peso de los bancos, por lo que la variable agregada puede reflejar con más intensidad el efecto de la actuación de este colectivo que el de los fondos de inversión y planes de pensiones.

(18) En concreto se ha utilizado un sistema de ecuaciones, incluyendo y sin incluir retardos de la variable dependiente, así como estimaciones individuales de acciones incorporando retardos y efectos ARCH. Las conclusiones obtenidas se han mostrado robustas. Estos resultados se encuentran disponibles bajo petición a los autores.

(19) Tras la incorporación de dichos retardos los contrastes LM muestran que no existe autocorrelación en los residuos. La especificación GARCH (1,1) se ha utilizado por generalidad. No obstante, algunas empresas aisladas no presentaban efectos ARCH significativos. En este caso la estimación utilizada es la correspondiente a la estimación MCO.

**Cuadro 4: AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN, FLUJO DE INFORMACIÓN Y TIPOLOGÍA DE INVERSOSES. CONTRASTE POR PORCENTAJE DE PROPIEDAD INSTITUCIONAL**

Período	Estimación "Pool"			Estimación "Garch"			Período			Estimación "Garch"		
	Valor(1)	$\chi^2$	p(1)	Valor(2)	t	p(2)	Valor(1)	$\chi^2$	p(1)	Valor(2)	t	p(2)
1998-2000												
Panel A: Carteras controladas por Tamaño												
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (1)	0,016	1,97	0,16	-0,003	0,10	0,91	0,004	0,23	0,62	-0,016	0,56	0,57
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (2)	0,008	0,30	0,58	-0,012	0,39	0,70	0,024	3,19	0,07	-0,028	1,02	0,31
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (2)	0,548	0,63	0,42	0,158	0,16	0,88	-0,141	0,04	0,82	0,775	0,91	0,37
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (3)	0,005	0,12	0,72	-0,018	0,54	0,59	0,007	0,34	0,55	-0,023	0,82	0,42
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (3)	0,889	1,42	0,23	1,121	0,97	0,34	0,979	1,56	0,21	2,014	2,52	0,02
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (4)	-0,003	0,04	0,85	-0,015	0,47	0,64	0,014	1,34	0,24	-0,012	0,46	0,65
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (4)	1,242	2,99	0,08	1,007	0,80	0,43	0,372	0,24	0,61	0,839	1,06	0,29
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (5)	0,017	2,09	0,15	0,009	0,32	0,75	0,030	7,47	0,00	-0,006	0,23	0,82
Panel B: Carteras controladas por <i>Blockholders</i>												
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (1)	-0,028	6,01	0,01	-0,027	0,84	0,40	-0,012	1,61	0,20	-0,035	1,22	0,23
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (2)	-0,049	10,15	0,00	-0,045	1,30	0,20	-0,019	2,28	0,13	-0,056	1,98	0,05
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (2)	1,382	4,32	0,04	0,885	0,93	0,36	0,082	0,02	0,89	0,889	0,99	0,33
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (3)	-0,052	11,02	0,00	-0,048	1,33	0,19	-0,017	1,90	0,17	-0,052	1,79	0,08
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (3)	1,571	4,75	0,03	1,360	1,13	0,27	1,051	1,95	0,16	2,169	2,73	0,01
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (4)	-0,053	12,10	0,00	-0,046	1,45	0,15	-0,013	1,13	0,28	-0,037	1,37	0,18
$\gamma^{CL-\gamma^{C3}}$ (4)	0,974	8,04	0,00	1,517	1,20	0,24	0,412	0,33	0,56	1,306	1,64	0,11
$\beta^{CL-\beta^{C3}}$ (5)	-0,022	3,49	0,06	-0,009	0,30	0,77	0,002	0,07	0,79	-0,015	0,54	0,59



**Cuadro 4: AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN, FLUJO DE INFORMACIÓN Y TIPOLOGÍA DE INVERSOSES. CONTRASTE POR PORCENTAJE DE PROPIEDAD INSTITUCIONAL (continuación)**

Especificaciones de los modelos:

$$(1) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N$$

$$(2) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N$$

$$(3) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta_i |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N$$

$$(4) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta_i |r_{i,t}| + \lambda_i |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N$$

$$(5) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma_i V_{i,t} |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}; \quad i=1, \dots, N$$

La estimación de los parámetros  $\beta_i$  y  $\gamma_i$  se realiza mediante dos procedimientos alternativos para cada una de las 5 especificaciones. El primero consiste en la estimación de un pool de sección cruzada de series temporales del conjunto de activos de la muestra. Posteriormente se realiza un contraste de Wald en el que se contrasta la hipótesis nula de que la media de los coeficientes  $\beta_i$  ( $\gamma_i$ ) es igual en ambas carteras extremas. El contraste utiliza la corrección de White (1980), siendo p(1) el nivel de significación asociado a la hipótesis nula. El segundo consiste en una estimación individual de las ecuaciones incorporando en la especificación 4 retardos de la variable dependiente para completar una semana de negociación y modelizando la varianza con un GARCH (1,1). Posteriormente se realiza un contraste de diferencia de medias entre los títulos que componen las carteras extremas. Las columnas t y p(2) recogen los valores del estadístico y el nivel de significación asociado a la hipótesis nula de igualdad de dichas medias. La variable  $V_{i,t}$  es la variable volumen anormal del título i en el momento t, aproximado por el logaritmo de la rotación de un título menos la media de dicha medida en las últimas 200 sesiones de mercado. Las variables  $D_{k,t}$ ,  $k=1, \dots, 5$  son variables ficticias que son igual a 1 para el día de la semana K y 0 en otro caso. La variable  $D_{i,t}^e$  es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando  $V_{i,t} \notin (\bar{V}_i - 2\sigma_{V_i}, \bar{V}_i + 2\sigma_{V_i})$ , siendo  $\bar{V}_i$ ,  $\sigma_{V_i}$  la media y la desviación típica de  $V_{i,t}$ . La variable  $|r_{i,t}|$  denota el valor absoluto de la rentabilidad del activo i en el momento t. Por último, la variable  $V_M$  mide el volumen agregado, definido como el volumen diario negociado sobre el total de acciones en circulación del conjunto de acciones consideradas en el análisis. Las carteras C1 y C3 se corresponden con el primer y último cuartil de propiedad institucional controladas por tamaño y *blockholders*. En concreto se han creado previamente tres carteras [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%] en función del tamaño/*blockholders* y, posteriormente, se han clasificado en tres grupos en función de la propiedad institucional [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%].

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados derivados del control por el nivel de *blockholders* (véase Panel B del cuadro 4) no alteran las conclusiones obtenidas. Es decir, ni la autocorrelación ni su interacción con el flujo de información presentan diferencias significativas en empresas con distinto nivel de propiedad institucional. Ello significa que la diferencia en el grado de concentración de las empresas no está detrás de los resultados anteriores y que, por tanto, la dicotomía inversor individual-inversor institucional no es determinante para explicar la dinámica del volumen o su respuesta ante la llegada de nueva información.

Este resultado plantea el interés por analizar el papel de las diferencias en la temporalidad de objetivos en la correlación de la negociación de los activos. Con objeto de estudiar esta cuestión se realizan los mismos análisis pero utilizando como variable para construir las carteras el porcentaje de propiedad de planes de pensiones y fondos de inversión. Dada la reducida participación de estas instituciones en la estructura de propiedad de las empresas durante el período muestral considerado, así como un elevado porcentaje de empresas que no presentan participaciones significativas (superiores al 0,01%) de fondos de inversión y planes de pensiones y que asciende a un 28 y un 36%, en el primer y segundo subperíodos respectivamente, como se ha señalado previamente, el control por tamaño y concentración se realiza en dos grupos [0%, 50%) y [50%, 100%] y posteriormente en tres carteras de propiedad [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%]<sup>20</sup>.

Los resultados recogidos en el cuadro 5 avalan claramente la hipótesis planteada en el trabajo, ya que la cartera de acciones con mayor propiedad de fondos de inversión y planes de pensiones presenta un nivel de autocorrelación significativamente mayor que la cartera que no tiene propiedad de estas instituciones. Estos resultados se mantienen tanto para el control por tamaño (Panel A) como para el control por *blockholders* (Panel B), aunque con un nivel de significación ligeramente superior. También son similares por subperíodos y para ambas estrategias de estimación utilizadas. Sin embargo, en línea con los resultados obtenidos con el porcentaje de propiedad institucional, no se aprecian diferencias significativas en autocorrelación frente a la llegada de información, salvo en una de las modelizaciones con la estimación AR-GARCH. En este caso, podría ser imputable al escaso peso relativo que tienen estas instituciones en la estructura de propiedad de las empresas españolas durante el período muestral analizado.

En resumen, los resultados obtenidos permiten afirmar que la propiedad institucional, en sí misma, no es una variable determinante para explicar diferencias en la dinámica del volumen, sino que depende crucialmente de la composición de dicha propiedad institucional en lo que respecta a la tipología de inversores, ya que los objetivos de los agentes son también una variable relevante en su estrategia de negociación en el mercado. En el caso de los fondos de inversión y planes de pensiones coinciden dos características esenciales que los convierten en firmas

---

(20) El número inicial de empresas que eran asignadas al grupo 1 de menor porcentaje de fondos de inversión y planes de pensiones era superior al 25%. Con objeto de disponer de un grupo más homogéneo se han eliminado de dicho grupo aquellas empresas que tenían participación superior al 1% de otros inversores institucionales, tipo mutuas o compañías de seguros.

candidatos a influir de manera apreciable en la autocorrelación del volumen: mayor probabilidad de disponer de información privada, dado su carácter de inversor institucional y estar sometidas al cumplimiento de objetivos a corto plazo.

### 3. VOLUMEN EN GRANDES MOVIMIENTOS DEL MERCADO

Los resultados presentados en la sección anterior se han centrado en un análisis general de la dinámica del volumen. En este apartado se analiza la respuesta del volumen en momentos muy concretos del mercado, observando la variable flujo de información como una variable exógena. En este sentido, Dennis y Strickland (2002) analizan si son los inversores institucionales o los individuales los que presentan una mayor diferencia de comportamiento en el volumen negociado frente a subidas y bajadas importantes en el mercado. Al igual que en el caso de la autocorrelación del volumen, la negociación anormal frente a grandes movimientos del mercado puede atribuirse a ambos tipos de agentes. En concreto, los argumentos basados en *herding* pueden utilizarse para atribuir un mayor cambio de comportamiento a los inversores institucionales [Scharfstein y Stein (1990)]. En cambio, la menor sofisticación de los inversores individuales y su mayor aversión al riesgo pueden ser argumentos para señalar a los inversores individuales como los que experimentan un mayor cambio de actuación [Dennis y Strickland (2002)].

Las conclusiones obtenidas por estos autores revelan que en el mercado americano son los inversores institucionales los que presentan una mayor negociación en momentos de alta volatilidad (identificados como aquellos días en los que la rentabilidad del mercado en valor absoluto excede del 2%)<sup>21, 22</sup>. También muestran que diferentes tipos de inversores institucionales tienen diferentes efectos en el comportamiento del volumen. De hecho, el comportamiento que observan para los fondos de inversión y planes de pensiones, por un lado, y bancos, por otro, es totalmente distinto.

En este último apartado se analiza si las diferencias observadas en la dinámica del volumen en el mercado español se mantienen en momentos de alta variabilidad del mercado. Dennis y Strickland (2002) identifican un momento de alta volatilidad como aquel cuya rentabilidad en términos absolutos excede del 2%. No obstante, indican que esta elección no es arbitraria, sino que se aproxima al valor de la media ( $\mu \pm 3\sigma$ ). Dado que el espacio muestral disponible para la realización de este trabajo es más reducido, se ha optado por ser menos exigentes en la definición del día de suceso con objeto de disponer de una base de datos suficientemente amplia para estimar los parámetros. En concreto, se definen los días de gran variabilidad como aquellos en los que el mercado presenta una rentabilidad que se encuentre

(21) En el trabajo de Dennis y Strickland (2002) se analiza el efecto sobre las rentabilidades y sobre el volumen de negocio. En nuestro caso, atendiendo al objetivo del trabajo, solo se hará referencia a la conducta del volumen.

(22) Estos autores utilizan tanto el índice del mercado como la media aritmética de la muestra para medir los días de suceso. En nuestro caso, como análisis de robustez, se han planteado igualmente ambas medidas permaneciendo inalteradas las conclusiones.

**Cuadro 5: AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN, FLUJO DE INFORMACIÓN Y TIPOLOGÍA DE INVERSORES. CONTRASTE POR PORCENTAJE DE FONDOS DE INVERSIÓN Y PLANES DE PENSIONES**

Período	Estimación "Pool"			Estimación "Garch"			Período	Estimación "Pool"			Estimación "Garch"		
	Valor(1)	$\chi^2$	p(1)	Valor(2)	t	p(2)		2001-2003	Valor(1)	$\chi^2$	p(1)	Valor(2)	t
<b>Panel A: Carteras controladas por Tamaño</b>													
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (1)	-0,061	23,59	0,00	-0,067	1,91	0,06	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (1)	-0,055	26,98	0,00	-0,063	2,54	0,01
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (2)	-0,072	18,37	0,00	-0,077	2,00	0,05	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (2)	-0,067	23,82	0,00	-0,079	2,97	0,00
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (2)	0,493	0,60	0,43	0,046	0,05	0,95	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (2)	0,832	1,50	0,22	1,324	1,54	0,13
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (3)	-0,072	18,41	0,00	-0,078	2,08	0,04	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (3)	-0,063	20,38	0,00	-0,076	2,87	0,01
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (3)	0,472	0,45	0,50	0,854	1,14	0,26	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (3)	1,372	3,19	0,07	2,037	2,41	0,02
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (4)	-0,072	19,50	0,00	-0,067	2,03	0,05	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (4)	-0,053	15,53	0,00	-0,064	2,44	0,02
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (4)	0,502	0,53	0,46	0,984	1,18	0,25	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (4)	0,661	0,78	0,37	0,958	1,14	0,26
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (5)	-0,056	19,50	0,00	-0,057	1,57	0,12	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (5)	-0,033	10,29	0,00	-0,042	1,73	0,09
<b>Panel B: Carteras controladas por Blockholders</b>													
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (1)	-0,025	3,98	0,04	-0,051	1,73	0,09	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (1)	-0,029	8,50	0,00	-0,058	2,06	0,04
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (2)	-0,023	3,67	0,05	-0,053	1,72	0,09	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (2)	-0,045	11,64	0,00	-0,077	2,55	0,01
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (2)	0,276	0,17	0,67	-0,521	1,09	0,28	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (2)	0,916	1,73	0,19	1,305	1,75	0,09
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (3)	-0,034	3,85	0,05	-0,053	1,73	0,09	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (3)	-0,042	8,93	0,00	-0,073	2,42	0,02
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (3)	0,211	0,08	0,75	0,162	0,82	0,41	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (3)	1,325	2,39	0,11	1,729	1,79	0,08
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (4)	-0,037	5,02	0,02	-0,047	1,75	0,08	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (4)	-0,033	6,91	0,00	-0,064	2,12	0,04
$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (4)	0,222	0,10	0,75	0,323	0,94	0,35	$\gamma^{el-\gamma^{e3}}$ (4)	0,592	0,61	0,43	0,854	0,79	0,43
$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (5)	-0,021	2,49	0,11	-0,040	1,47	0,15	$\beta^{el-\beta^{e3}}$ (5)	-0,009	0,90	0,34	-0,030	1,01	0,32

**Cuadro 5: AUTOCORRELACIÓN DEL VOLUMEN, FLUJO DE INFORMACIÓN Y TIPOLOGÍA DE INVERSOSES. CONTRASTE POR PORCENTAJE DE FONDOS DE INVERSIÓN Y PLANES DE PENSIONES (continuación)**

Especificaciones de los modelos:

$$(1) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}, \quad i=1, \dots, N$$

$$(2) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma V_{i,t} |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}, \quad i=1, \dots, N$$

$$(3) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}, \quad i=1, \dots, N$$

$$(4) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma V_{i,t} |r_{i,t}| + \delta |r_{i,t}| + \lambda |r_{i,t}| + \epsilon_{i,t+1}, \quad i=1, \dots, N$$

$$(5) V_{i,t+1} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{i,k} D_{k,t+1} + \alpha_{i,0} D_{i,t+1}^e + \beta V_{i,t} + \gamma V_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}, \quad i=1, \dots, N$$

La estimación de los parámetros  $\beta_i$  y  $\gamma_i$  se realiza mediante dos procedimientos alternativos para cada una de las 5 especificaciones. El primero consiste en la estimación de un pool de sección cruzada de series temporales del conjunto de activos de la muestra. Posteriormente se realiza un contraste de Wald en el que se contrasta la hipótesis nula de que la media de los coeficientes  $\beta_i$  ( $\gamma_i$ ) es igual en ambas carteras extremas. El contraste utiliza la corrección de White (1980), siendo  $p(1)$  el nivel de significación asociado a la hipótesis nula. El segundo consiste en una estimación individual de las ecuaciones incorporando en la especificación 4 retardos de la variable dependiente para completar una semana de negociación y modelizando la varianza con un GARCH (1,1). Posteriormente se realiza un contraste de diferencia de medias entre los títulos que componen las carteras extremas. Las columnas t y p(2) recogen los valores del estadístico y el nivel de significación asociado a la hipótesis nula de igualdad de dichas medias. La variable  $V_{i,t}$  es la variable volumen anormal del título i en el momento t, aproximado por el logaritmo de la rotación de un título menos la media de dicha medida en las últimas 200 sesiones de mercado. Las variables  $D_{k,t}$   $k=1, \dots, 5$  son variables ficticias que son igual a 1 para el día de la semana K y 0 en otro caso. La variable  $D_{i,t}^e$  es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando  $V_{i,t} \notin (\bar{V}_i - 2\sigma_{V_i}, V_i + 2\sigma_{V_i})$ , siendo  $\bar{V}_i$  la media y la desviación típica de  $V_{i,t}$ . La variable  $|r_{i,t}|$  denota el valor absoluto de la rentabilidad del activo i en el momento t. Por último, la variable  $V_M$  mide el volumen agregado, definido como el volumen diario negociado sobre el total de acciones en circulación del conjunto de acciones consideradas en el análisis. Las carteras C1 y C3 se corresponden con el primer y último cuartil de propiedad institucional controladas por tamaño y *blockholders*. En concreto se han creado previamente tres carteras [0,25%]; [25%, 75%] y [75%, 100%] en función del tamaño/*blockholders* y, posteriormente, se han clasifican en tres grupos en función de la propiedad institucional [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%].

Fuente: Elaboración propia.

fuera del intervalo ( $\mu \pm 2\sigma$ ), siendo  $\mu$  la rentabilidad media del mercado y  $\sigma$  la desviación típica. De esta forma, los días alcistas son aquellos cuya rentabilidad fue superior a  $\mu + 2\sigma$  y bajistas aquellos en que fue menor que  $\mu - 2\sigma$ <sup>23</sup>.

Como puede observarse en el cuadro 6, el número de subidas y bajadas no es simétrico en ambos subperíodos. El primer subperíodo, 1998-2000, si bien es un período con cierto incremento en los precios, sufrió varias turbulencias provocadas por las consecuencias de la crisis asiática y la crisis rusa. Ello explica el elevado nivel medio de las caídas, muy superior al que se observa en el segundo subperíodo que tiene un claro perfil bajista. Probablemente, la brusquedad de estos episodios explique el elevado nivel de rotación que se registra en este subperíodo en relación con el segundo (aproximadamente un 62% superior). Este elevado nivel de rotación no presenta diferencias entre grandes subidas y grandes bajadas. El segundo subperíodo 2001-2003 presenta, como se ha señalado, una marcada trayectoria bajista. Sin embargo, la variabilidad es menor, como así lo demuestran los valores medios de las rentabilidades de grandes subidas y bajadas. Esta menor agitación puede también explicar la menor rotación que experimenta el mercado en estos días (tanto en subidas como en bajadas) en relación con los del subperíodo anterior. Los valores del volumen anormal, sin embargo, ponen al descubierto otras diferencias entre períodos. Así, si bien en el primer subperíodo el volumen anormal sigue siendo similar en subidas y bajadas, en el segundo subperíodo se observa un valor muy elevado en grandes subidas y claramente mayor que el que se obtiene para grandes bajadas. Ello puede guardar relación con la senda bajista que experimenta dicho período y que motiva mayores movimientos en términos relativos frente a noticias positivas que podrían crear mayor incertidumbre sobre la trayectoria futura de precios e inducir comportamientos de *herding*.

Cuadro 6: MOMENTOS DE ALTA VARIABILIDAD DEL MERCADO.  
DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA

Movimientos extremos	1998-2000 Nº	Rent. Media	Rotac. Media	V	2001-2003 Nº	Rent. Media	Rotac. Media	V
Grandes Subidas	13	0,019	0,390	0,034	24	0,014	0,247	0,051
Grandes Bajadas	20	-0,032	0,397	0,036	21	-0,020	0,246	0,024

El cuadro recoge el número de días en los que se producen rentabilidades superiores a  $\mu + 2\sigma$  (grandes subidas) o inferiores a  $\mu - 2\sigma$  (grandes bajadas). A efectos descriptivos se presenta la rentabilidad media diaria, la rotación media diaria y el volumen anormal (V) medio diario identificado por la rotación anormal, definida como el logaritmo de la rotación de un título menos la media de dicha medida en las últimas 200 sesiones de mercado.

Fuente: Elaboración propia.

(23) También se ha probado con el intervalo ( $\mu \pm 2,5\sigma$ ) obteniendo resultados muy similares.

Identificados los días de alta variabilidad (alcistas y bajistas) se plantea una regresión en la que el volumen anormal posee como variables explicativas, además de variables ficticias identificativas de la estructura de propiedad, el tamaño y la varianza. Como afirman Dennis y Strickland (2002), la incorporación del tamaño en esta regresión pretende evitar que la relación observada entre el volumen anormal y el grado de propiedad institucional se vea contaminada por el tamaño, ya que existe evidencia de que los inversores institucionales prefieren empresas de gran tamaño [Lakonishok *et al.* (1992)] y, en consecuencia, la propiedad institucional podría ser una *proxy* del tamaño. Por otro lado, la incorporación de la varianza trata de evitar que la propiedad institucional pueda aproximar al efecto informativo, dada la potencial relación entre la varianza idiosincrática y el nivel de asimetría informativa [Dierkens (1991)], o a la preferencia de dichos inversores por la volatilidad<sup>24</sup>.

Con el propósito de mantener la homogeneidad con el análisis anterior, se propone la consideración de dos variables ficticias que consideran la propiedad institucional o la propiedad de fondos de inversión y planes de pensiones, controladas por tamaño o por *blockholders*. Más específicamente los modelos quedan planteados como:

$$V_{i,t} = \alpha_i + \beta_i S_{i,t} + \gamma_i \sigma_{i,t}^2 + \varphi_{i,1} D1T_i + \varphi_{i,3} D3T_i + \varepsilon_{i,t} \quad [9]$$

$$V_{i,t} = \alpha_i + \beta_i S_{i,t} + \gamma_i \sigma_{i,t}^2 + \psi_{i,1} D1B_i + \psi_{i,3} D3B_i + \varepsilon_{i,t} \quad [10]$$

Siendo  $V_{i,t}$  el volumen anormal (aproximado como en el análisis anterior por la rotación anormal) del activo  $i$  el día del suceso  $t$ ,  $S_{i,t}$  es el tamaño del activo  $i$  medido por el logaritmo natural de su valor de mercado 50 días antes del suceso y  $\sigma_{i,t}^2$  es la varianza residual procedente del Modelo de Mercado para los días  $[t-250, t-50]$ . D1T es una variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa pertenece a la cartera de menor porcentaje de propiedad institucional/propiedad de fondos de inversión y planes de pensiones (FIPP), controlada por tamaño, y cero en caso contrario y D3T es una variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa pertenece a la cartera de mayor porcentaje de propiedad institucional/FIPP, controlada por tamaño, y cero en caso contrario. Idénticamente, se construyen las variables ficticias D1B y D3B, si bien en este caso se controlan por porcentaje de propiedad de los *blockholders*. Señalar que el procedimiento para crear las carteras de propiedad controladas por tamaño o por *blockholders* es idéntico al descrito en la sección anterior.

La estimación del sistema de ecuaciones de sección cruzada se ha realizado por MCO con el empleo de la corrección de White (1980). El contraste de hipóte-

(24) Dennis y Strickland (2002) establecen que los inversores institucionales prefieren activos más volátiles. Esta idea se sustenta en los resultados obtenidos por Falkenstein (1996).

sis se realiza a través del contraste de Wald de igualdad de medias entre los coeficientes de las carteras extremas en función del porcentaje de propiedad institucional y del porcentaje en manos de fondos de inversión y planes de pensiones, respectivamente.

Las diferencias estimadas para los coeficientes de las carteras extremas clasificadas en función del porcentaje de propiedad institucional, controladas por tamaño ( $\phi_1-\phi_2$ ) y por *blockholders* ( $\psi_1-\psi_2$ ), así como los valores del estadístico de contraste y los niveles de significación asociados se encuentran en el cuadro 7. En el primer subperíodo (1998-2000) las estimaciones de los parámetros, controlados por tamaño (ecuación 9) en grandes subidas y en grandes bajadas, presentan una diferencia ( $\phi_1-\phi_2$ ) aparentemente distinta de la esperada, ya que arrojan un valor positivo significativo. Esto es, el volumen negociado, tanto en grandes subidas como en grandes bajadas, es menor en la cartera con mayor propiedad institucional. Estos resultados, si bien se mantienen en signo, no se muestran significativos en ningún caso cuando se controla por nivel de *blockholders* ( $\psi_1-\psi_2$  en la ecuación 10). En el subperíodo 2001-2003, en cambio, no se presentan diferencias significativas en las carteras controlados por tamaño ( $\phi_1-\phi_2$ ). En el caso de carteras controladas por *blockholders* se obtiene una diferencia ( $\psi_1-\psi_2$ ) positiva significativa en grandes subidas, pero no se aprecian diferencias significativas en grandes bajadas. En cualquier caso, se mantiene el signo positivo en el valor del estadístico de contraste. Este resultado nos permite concluir que el porcentaje de propiedad institucional, al menos considerado de manera agregada, no afecta positivamente en el volumen negociado en momentos de alta variabilidad del mercado.

El cuadro 7 también recoge las diferencias de las estimaciones cuando las carteras se construyen atendiendo al nivel de propiedad en poder de los planes de pensiones y fondos de inversión. En el subperíodo 1998-2000 no se obtienen diferencias significativas en las carteras extremas controladas por tamaño ( $\phi_1-\phi_2$ ) ni en grandes subidas o en bajadas. El control por nivel de *blockholders* apenas altera estas conclusiones, aunque se llega a hacer significativa la diferencia ( $\psi_1-\psi_2$ ) en grandes subidas al 10%. Las estimaciones para el segundo subperíodo 2000-2003, en cambio, son más sugerentes ya que, si bien no arrojan diferencias significativas, son negativas para el control por tamaño ( $\phi_1-\phi_2$ ) y para el control por *blockholders* ( $\psi_1-\psi_2$ ), aunque en este caso sólo para grandes bajadas. El interés especial de estos resultados es porque el nivel de propiedad de estas instituciones ha aumentado, tanto en términos absolutos como relativos, en relación con el nivel de propiedad institucional.

Las conclusiones obtenidas con el porcentaje de propiedad institucional no se muestran acordes con las presentadas por Dennis y Strickland (2002), puesto que estos autores encuentran una relación positiva y significativa entre el volumen anormal y el porcentaje de propiedad institucional frente a grandes subidas y bajadas. Sin embargo, sus resultados deben ser matizados en la medida en que varían significativamente cuando disgregan por tipología de inversor. En concreto, la relación positiva y significativa se presenta fundamentalmente en el caso de que la propiedad sea de fondos de inversión. En cambio, cuando la propiedad es de los bancos la relación es distinta, aunque no es claramente significativa.



Cuadro 7: TIPOLOGÍA DE INVERSORES Y VOLUMEN ANORMAL EN DÍAS DE GRAN VARIABILIDAD DEL MERCADO

Período	Ho		$\chi^2$		p	
	valor	% Propiedad Institucional	valor	% Propiedad Fondos y Planes	valor	$\chi^2$
Grandes Subidas	1998-2000	$\phi_1 - \phi_3$	0,08	3,21	$\phi_1 - \phi_3$	1,64
		$\psi_1 - \psi_5$	0,03	0,53	$\psi_1 - \psi_5$	2,80
	2001-2003	$\phi_1 - \phi_3$	0,03	1,26	$\phi_1 - \phi_3$	0,14
		$\psi_1 - \psi_5$	0,05	3,24	$\psi_1 - \psi_5$	0,48
Grandes Bajadas	1998-2000	$\phi_1 - \phi_3$	0,08	5,52	$\phi_1 - \phi_3$	0,11
		$\psi_1 - \psi_3$	0,02	0,38	$\psi_1 - \psi_3$	0,61
	2001-2003	$\phi_1 - \phi_3$	0,03	1,16	$\phi_1 - \phi_3$	0,59
		$\psi_1 - \psi_3$	0,00	0,02	$\psi_1 - \psi_3$	0,02

$$(1) \quad V_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 S_{i,t} + \gamma_1 \sigma_{i,t}^2 + \phi_{i,1} DIT_t + \phi_{i,3} D3T_t + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \quad V_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 S_{i,t} + \gamma_1 \sigma_{i,t}^2 + \psi_{i,1} DIB_t + \psi_{i,3} D3B_t + \epsilon_{i,t}$$

El volumen anormal  $V_{i,t}$  se mide a través de la rotación anormal, definida como el logaritmo de la rotación de un título menos la media de dicha medida en las últimas 200 sesiones de mercado.  $S_{i,t}$  es el tamaño del activo i medido por el logaritmo natural de su valor de mercado 50 días antes del suceso,  $\sigma_{i,t}^2$  es la varianza residual procedente del modelo de Mercado para los días [t-250, t-50]. DIT<sub>t</sub> es la variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa i pertenece a la cartera 1, controlada ésta por tamaño, y cero en caso contrario. D3T<sub>t</sub> es la variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa i pertenece a la cartera 3, controlada ésta por tamaño, y cero en caso contrario. DIB<sub>t</sub> es la variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa i pertenece a la cartera 1, controlada ésta por *blockholders*, y cero en caso contrario. D3B<sub>t</sub> es la variable ficticia que toma el valor 1 si la empresa i pertenece a la cartera 3, controlada ésta por *blockholders*, y cero en caso contrario.

Estimación por MCO del sistema de ecuaciones de sección cruzada con la corrección de White (1980), separando días de grandes subidas y de grandes bajadas. La columna  $\chi^2$  recoge el valor del estadístico para el contraste de Wald de igualdad de medias entre los coeficientes de las carteras extremas. La columna p recoge el nivel de significación asociado a dicha hipótesis nula. Las carteras 1 y 3 se corresponden con el primer y último cuartil de propiedad institucional/ fondos de inversión y planes de pensiones controladas por tamaño y *blockholders*. En el caso de propiedad institucional se han creado previamente tres carteras [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%] en función del tamaño/*blockholders* y, posteriormente, se clasifican en tres grupos en función de la propiedad institucional [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%]. En el caso de propiedad de fondos se han creado previamente dos grupos en función del tamaño/*blockholders* [0,50%) y [50%, 100%] y, posteriormente, se clasifican en tres grupos en función de la propiedad de fondos de inversión y planes de pensiones [0,25%]; (25%, 75%) y [75%, 100%].

Fuente: Elaboración propia.

Las conclusiones derivadas del análisis del porcentaje en propiedad de fondos de inversión y planes de pensiones, aunque no son coincidentes, muestran cierta relación en el sentido previsto para el segundo subperíodo. En cualquier caso, la diferente coyuntura bursátil motivada por la diferencia temporal del estudio, podría ser un aspecto relevante en la explicación de estos resultados, dado que se está analizando el comportamiento frente a días específicos de gran variabilidad y éstos no son ajenos, ni en su número ni en su magnitud, a la situación del mercado. Esta diferencia, unida a las que se presentan en peso y estructura de propiedad institucional, así como en aspectos microestructurales de ambos mercados, hace que sea muy compleja una mayor profundización en las causas subyacentes en los resultados presentados.

#### 4. CONCLUSIONES

El presente artículo analiza el papel de la tipología de inversores en la dinámica de volumen en función de la información. Los trabajos de Covrig y Ng (2004) y de Dennis y Strickland (2002) habían puesto de manifiesto el papel del tipo de inversor en la dinámica del volumen negociado de los activos ante la información que llega al mercado. En concreto se mostraba que cuanto mayor es el porcentaje de propiedad de la empresa en manos de inversores institucionales mayor es la autocorrelación del volumen ligada al flujo de información que llega al mercado y también mayor la respuesta del volumen ante grandes variaciones de precios.

No obstante, Dennis y Strickland (2002) ya habían expuesto que el colectivo de inversores institucionales no tenía una conducta totalmente homogénea y que la actuación de bancos y fondos de inversión, frente a grandes movimientos del mercado, era significativamente distinta, motivado por el mayor incentivo que poseen estos últimos para actuar a corto plazo. Este resultado permite cuestionar si es la dicotomía inversor institucional-inversor individual la determinante para explicar la dinámica del volumen negociado de los activos o si es necesario considerar adicionalmente la tipología concreta de inversor institucional y la temporalidad en sus objetivos.

Para este propósito, las diferencias en la estructura de propiedad y en el nivel de concentración de la propiedad que presentan las empresas españolas en relación con las americanas proporcionan un interesante marco de contraste. En concreto, las empresas españolas poseen una menor proporción de inversores institucionales, siendo el agente más representativo el bancario, a diferencia del papel preponderante que tienen los fondos de inversión y planes de pensiones en la estructura de propiedad de las empresas americanas. Además, la estructura de propiedad de las empresas españolas está considerablemente más concentrada que la de las americanas.

En un primer análisis se ha mostrado la existencia de un elevado nivel de autocorrelación en el volumen anormal de los títulos negociados en nuestro mercado. Además, se ha detectado que este nivel aumenta en relación directa con el flujo de información que llega al mercado, en línea con buena parte de los modelos teóricos presentes en la literatura.

Posteriormente se ha pasado al análisis de la relación del porcentaje de propiedad en manos de inversores institucionales o de fondos de inversión y planes de pensiones en la autocorrelación del volumen negociado. Contrariamente a los resultados de Covrig y Ng (2004), pero acorde con nuestro planteamiento, el nivel de autocorrelación del volumen, una vez controlada esta variable por el tamaño o el nivel de *blockholders*, no muestra diferencias en función del grado de propiedad institucional de las empresas. En cambio, la autocorrelación es significativamente mayor en empresas con mayor proporción de fondos de inversión y planes de pensiones en su estructura de propiedad, manteniéndose el resultado robusto a los controles de tamaño y *blockholders* sobre distintas especificaciones del modelo y dos estrategias alternativas de estimación. Ello viene motivado porque la variable inversor institucional en los entornos americano y español significa combinaciones distintas en la tipología de inversores. Así en el caso americano el agente institucional preponderante son los fondos de inversión y planes de pensiones (60%). Estas instituciones presentan una cierta singularidad derivada de sus constantes evaluaciones a corto plazo y su sistema de incentivos, provocando diferencias en su comportamiento estratégico con las inversiones. En cambio, en las empresas españolas el inversor institucional mayoritario son los bancos, que ocupan un porcentaje similar a los fondos en el caso americano, mientras que los fondos de inversión y planes de pensiones apenas alcanzan el 25%.

Ni el nivel de propiedad institucional, ni el de fondos de inversión y planes de pensiones, se muestran significativos en la explicación de divergencias en el nivel de autocorrelación en relación con el flujo de información que llega al mercado. Ello indica que, si bien se ha observado que la correlación en el volumen negociado está positivamente relacionada con el flujo de información que llega al mercado, esta relación no parece estar influida por el nivel de propiedad institucional o por el nivel de propiedad en manos de fondos de inversión o planes de pensiones. No obstante, en este último caso el resultado podría ser imputable al escaso peso que tienen estas instituciones en la estructura de propiedad de las empresas españolas durante el período muestral analizado.

Tampoco se han observado diferencias en el volumen anormal en momentos de alta variabilidad del mercado entre empresas con distinto nivel de propiedad institucional o con distintos porcentajes de propiedad en manos de fondos de inversión y planes de pensiones, aunque en el segundo subperíodo se obtienen algunos resultados que apuntan en el sentido previsto.

En resumen, los resultados obtenidos permiten concluir que el porcentaje de propiedad institucional no es, en sí mismo, determinante en la caracterización de la dinámica del volumen. Si bien el colectivo de inversores institucionales comparte la característica de tener una mayor probabilidad de disponer de información privada, aspecto relevante en la explicación de la negociación en los mercados financieros, su comportamiento estratégico dista de ser homogéneo. Esta importante diferencia de objetivos y su temporalidad queda reflejada en la dinámica del volumen y, en consecuencia, en la autocorrelación.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Admati, A y P. Pfleiderer (1988): "A theory of intraday trading patterns: Volume and price variability", *Review of Financial Studies*, vol. 1, págs. 3-40.
- AQR (Grup d'Anàlisi Quantitativa Regional) (2005): "Innovación y estructura de propiedad de las empresas españolas", Colección Pensamiento PYME, vol. 2. Universidad de Barcelona.
- Barber, B.M. y T. Odean (2008): "All that glitters: the effect of attention and news on the buying behaviour of individual and institutional investors", *Review of Financial Studies*, vol. 21, págs. 785-818.
- Black F. (1986): "Noise", *Journal of Finance*, vol. 41, págs. 529-543.
- Cai, F. y L. Zhen (2004): "Institutional Trading and Stock Returns", *Financial Research Letters*, vol. 3, págs. 178-189.
- Campbell, J.Y., S.J. Grossman y J. Wang (1993): "Trading volume and serial correlation in stock returns", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, págs. 905-939.
- Cao, H.H., J.D. Coval y D. Hirshleifer. (2002): "Sideline investors, trading-generated news, and security returns", *Review of Finance Studies*, vol. 15, págs. 615-648.
- Cooper, M. (1999): "Filter rules based on price and volume individual security overreaction", *Review of Financial Studies*, vol. 12, n.º 5, págs. 1839-1885.
- Covrig, V. y L.Ng. (2004): "Volume autocorrelation, information, and investor trading", *Journal of Banking and Finance*, vol. 28, págs. 2155-2174.
- Crespí, R. y M.A. García-Cestona (2002): "Propiedad y control una perspectiva europea", *Economías*, vol. 50, 2º Cuatrimestre, págs. 110-137.
- Dennis, P.J y D. Strickland (2002): "Who Blinks in Volatile Markets, Individuals or Institutions?", *Journal of Finance*, vol. 57, n.º 5, págs. 1923-1949.
- Dierkens, N. (1991): "Information asymmetry and equity issues", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, págs. 181-200.
- Falkenstein, E.G. (1996): "Preferences for stocks characteristics as revealed by mutual fund portfolio holding", *Journal of Finance*, vol. 51, págs. 111-135.
- Foster, F.D. y S. Vishwanathan (1990): "A theory of intraday variations in volume, variance, and trading cost in securities markets", *Review of Financial Studies*, vol. 3, págs. 593-624.
- Gallant, A.R., P.E. Rossi y G. Tauchen (1992): "Stocks price and volume", *Review of Financial Studies*, vol. 5, págs. 199-242.
- Gervais, S., R. Kaniel y D.H. Mingelgrin (2001): "The high-volume return premium", *Journal of Finance*, vol. 56, n.º 3, págs. 877-919.
- Gervais, S. y T. Odean (2001): "Learning to be overconfident", *Review of Financial Studies*, vol. 14, n.º 1, págs. 1-27.
- Griffin, J.M., J.H. Harris y S. Topaloglu (2003): "The Dynamics of Institutional and Individual Trading", *Journal of Finance*, vol. 58, n.º 6, págs. 2285-2320.
- Grinblatt, M., S. Titman, S. y R. Wermers (1995): "Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behaviour", *American Economic Review*, vol. 85, págs. 1088-1105.
- He, H. y J. Wang (1995): "Differential information and dynamic behaviour of stock trading volume", *Review of Finance Studies*, vol. 8, págs. 919-972.
- Hotchkiss, E. y D. Strickland (2003): "Does Shareholder Composition Matter?. Evidence from the Market Reaction to Corporate Earnings Announcements", *Journal of Finance*, vol. 58, n.º 4, págs. 1469-1498.

- Huffman G.W. (1987): "A dynamic equilibrium model of asset prices and transaction volume", *Journal of Political Economy*, vol. 95, págs. 138-159.
- Kim, K.A. y J.R. Nofsinger (2005): "Institutional Herding, Business Groups, and Economic regimes: Evidence from Japan", *Journal of Business*, vol. 78, n.º 1, págs. 213-242.
- Lakonishok, J., A. Shleifer y R. Vishny (1992): "The impact of institutional trading on stock prices", *Journal of Finance Economics*, vol. 32, págs. 23-43.
- Lee, C.M.C. y B. Swaminathan (2000): "Price Momentum and Trading Volume", *Journal of Finance*, vol. 55, págs. 2017-2069.
- Llorente, G.R. Michaely, G. Saar y J. Wang (2002): "Dynamic volume-return relation of individual stocks", *Review of Finance Studies*, vol. 15, págs. 1005-1047.
- Lo A.W. y J. Wang (2000): "Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory", *Review of Financial Studies*, vol. 13, págs. 257-300.
- Newey W.K y K.D. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 3, págs. 703-708.
- Nofsinger, J.R. y R.W. Sias (1999): "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors", *Journal of Finance*, vol. 54, n.º 6, págs. 2263-2295.
- Salas, V. (2002): "El gobierno de la empresa", Colección Estudios Económicos, n.º 9, [www.estudios.lacaixa.es](http://www.estudios.lacaixa.es)
- Scharfstein, D. y R.W. Sias (1990) : "Herd behaviour and investment", *American Economic Review*, vol. 80, págs. 465-475.
- Sias, R.W., L.T. Starks y S. Titman (2006): "Changes in Institutional ownership and stock returns: Assessment and methodology", *Journal of Business*, vol. 79, págs. 2869-2910.
- Statman, M., S. Thorley y K. Vorkink (2006): "Investor Overconfidence and Trading Volume", *Review of Financial Studies*, vol. 19, págs. 1531-1565.
- Wermers, R. (1999): "Mutual fund herding and the impact on stock price", *Journal of Finance*, vol. 54, págs. 581-622.

*Fecha de recepción del original: abril, 2007*

*Versión final: enero, 2009*

#### ABSTRACT

The paper analyses the role of investor type (individual-institutional) in trading volume dynamics in securities traded on the Spanish stock market. The results contrast with the evidence found for the US, by showing no sign that differences in investor type generate significant variation in the dynamic behaviour of trading volume, ordinary autocorrelation, or trading in the event of major market movements. Differences in autocorrelation are found when the level of mutual funds ownership of a stock is included in the analysis. These findings are consistent with the view that it is not only the institutional nature, but also the different investment targets of these agents, that can influence trading volume dynamics.

*Key words:* institutional investors, volume autocorrelation, information flow.

*JEL classification:* G12, G14, G20.