

RELACIONES INTRADÍA ENTRE VOLUMEN Y CAMBIOS EN EL PRECIO EN EL CONTRATO DE FUTUROS SOBRE IBEX 35*

LUISA NIETO SORIA
ÁNGELES FERNÁNDEZ IZQUIERDO
M.^a JESÚS MUÑOZ TORRES
Univesitat Jaume I

En este trabajo analizamos las relaciones intradía entre el volumen de negociación y los cambios en el precio en el mercado de futuros sobre Ibex 35 como respuesta a la llegada de nueva información, utilizando como variable proxy de ésta el volumen de negociación inesperado. Encontramos evidencias de una relación positiva y simétrica entre los cambios en el precio y el volumen inesperado independientemente del signo del cambio en el precio, en concordancia con los resultados predichos por los modelos teóricos sobre mercados especulativos previa su adaptación al caso particular de los mercados de futuros. Los resultados de la segunda parte confirman que el flujo de información está integrado por distintos componentes, mostrando que los *shocks* inesperados de actividad tienen un efecto asimétrico sobre el precio dependiendo de su signo, siendo mayor el impacto de los *shocks* positivos. Por último, se constata la existencia de relaciones dinámicas lineales bidireccionales entre las dos variables estudiadas.

Palabras clave: volumen de negociación, cambios en el precio, volumen inesperado, causalidad lineal, mercado de futuros.

Clasificación JEL: C22, C32, G19.

La volatilidad y el volumen de negociación son variables ampliamente estudiadas en la literatura sobre microestructura de los mercados financieros. La importancia de este tipo de análisis radica en la influencia que tiene el comportamiento de dichas variables sobre los diferentes negociadores de estos mercados, que se muestran interesados en extraer información de la relación e interacción entre estas variables ante la llegada de nueva información y si dicha relación permite ser usada para predecir el valor futuro de los precios. De hecho,

(*) Agradecemos los comentarios de dos evaluadores anónimos. Este trabajo se benefició de las sugerencias de los asistentes al VII Foro de Finanzas. Así mismo agradecemos la financiación proporcionada por la Fundació Caixa Castelló-Bancaixa (P1. 1B 2000/17).

por ejemplo, los analistas técnicos argumentan que el volumen está totalmente ligado a variaciones en las tendencias del mercado. Desde esta perspectiva la información contenida en el volumen tiene gran impacto en la variación de los precios.

Este trabajo analiza el comportamiento intradía de la volatilidad y el volumen de negociación y de las relaciones existentes entre ellos para el mercado de futuros sobre Ibox 35 como respuesta a la llegada de nueva información. Existen diversas razones que justifican la importancia de introducir el volumen de negociación en el análisis teórico de los mercados financieros en general y de los mercados de futuros en particular¹.

Existen básicamente dos modelos teóricos que predicen las relaciones existentes entre el volumen y los cambios en los precios para mercado financieros, pero estos han sido poco contrastados en mercados de futuros utilizando datos intradía. La agilidad de la negociación en los mercados de valores en la actualidad, consecuencia de la introducción en este ámbito de las nuevas tecnologías de la información, se traduce en un incremento en la capacidad de reacción de dichos mercados ante la llegada de nueva información. Esto provoca que dicha información quede completamente reflejada en el precio en un período de tiempo menor al diario, lo cual justifica la utilización de datos intradía para su análisis.

En el ámbito teórico un primer grupo de modelos, denominado bajo el nombre genérico de la Hipótesis de la Mezcla de Distribuciones (HMD), es el desarrollado por Clark (1973), Epps y Epps (1976), Tauchen y Pitts (1983), Harris (1986), Richardson y Smith (1994) y Andersen (1996). Estos modelos surgieron al tratar sus autores de explicar la forma leptocúrtica de la distribución de los rendimientos en un mercado especulativo encontrada en numerosos estudios empíricos. En ellos, la volatilidad y el volumen están positivamente relacionados porque ambas variables surgen de una mezcla de funciones de distribución y presentan un factor de dependencia común. Esta variable común es la información que fluye por el mercado.

Un segundo grupo de modelos teóricos que estudian las relaciones precio-volumen son los conocidos como modelos de Llegada Secuencial de Información (LSI), desarrollados por Copeland (1976), Morse (1980), Jennings, Staks y Fellingham (1981) y Jennings y Barry (1983). En estos modelos una unidad de información es recibida por un único inversor el cual negocia basándose en ella, transfiriéndola al mercado, de forma que éste experimenta una serie de equilibrios intermedios antes de llegar al punto de equilibrio final. Por lo tanto la reacción secuencial a la información sugiere que la volatilidad es potencialmente predecible con base en el volumen de negociación, implicando la existencia de relaciones de causalidad entre el volumen y los cambios en el precio, en cualquier dirección². La principal implicación de este conjunto de modelos es que predicen la existen-

(1) Karpof (1987) realiza una recopilación de la literatura científica sobre la relación entre cambios en los precios de los activos financieros y su volumen de negociación y documenta las razones que avalan la importancia de dicha relación. Así mismo Sutcliffe (1997) ofrece una revisión de los trabajos seminales sobre las teorías que predicen relaciones entre precio y volumen y ofrece algunas evidencias empíricas para diversos mercados financieros a nivel mundial.

(2) Este argumento es defendido, entre otros, por Grammatikos y Saunders (1986), Hiemstra y Jones (1994) y Gwilym; McMillan y Speight (1999).

cia de una relación contemporánea positiva entre el volumen de negociación y el valor absoluto de los cambios en el precio.

En la contrastación empírica de estos modelos teóricos se ha utilizado el volumen total de negociación como variable *proxy* para el flujo de nueva información, de forma que sirva para estudiar como influye la llegada ésta sobre los cambios en el precio de un activo financiero. Sin embargo, Easley y O'Hara (1992) señalan que para el estudio de estas relaciones se deben especificar los componentes del volumen detalladamente. En particular, el volumen de negociación se puede descomponer en un componente debido a la negociación por necesidades de liquidez (o negociación no informada) y un componente debido a la negociación informada³. Estos autores definen como volumen normal el nivel esperado de negociación por necesidades de liquidez. De esta forma, volúmenes anormalmente altos o bajos son signos potenciales de llegada de nueva información y por lo tanto implican movimientos en los precios.

Por otra parte, en los estudios que han analizado el comportamiento de mercados bursátiles se ha observado que la relación contemporánea entre la variación del precio y el volumen es asimétrica, siendo menor el volumen cuando el precio está bajando. Sin embargo, esta asimetría no aparece en los estudios que analizan los mercados de futuros. Aunque la propia formulación de algunos modelos teóricos como el de Epps y Epps (1976), o el de Smirlock y Starks (1984) introduce la existencia de dos tipos de inversores, los alcistas y los bajistas, lo cual podría explicar la existencia de asimetrías, este razonamiento no es aplicable en el caso de la simetría observada en los mercados de futuros. Según Karpoff (1987), la razón de esta diferencia de comportamiento parece encontrarse en la posibilidad de operar en corto en los mercados de futuros sin incurrir en costes adicionales. La consecuencia es que en los mercados de contado los inversores requieren un mayor cambio en el precio para estar interesados en tomar posiciones cortas, por lo tanto la respuesta de los inversores es menor cuando el precio baja. La ausencia de modelos teóricos que expliquen esta diferencia de comportamiento se puede deber a que estos modelos están pensados para explicar el funcionamiento de los mercados de contado pero no el de los de futuro.

Por último, tanto el modelo de Admati y Pfiederer (1988) como el de Brock y Keidon (1992) proporcionan un marco teórico para explicar la forma en U del volumen intradía documentada en numerosos estudios empíricos. Este comportamiento intradía será tenido en cuenta en nuestro trabajo al modelizar el volumen de negociación esperado por el mercado.

El principal objetivo de este trabajo es determinar empíricamente el papel desarrollado por el volumen de negociación en la transmisión de información en el mercado español de futuros sobre renta variable en un contexto intradía, para lo cual contrastamos tres modelos. En primer lugar examinamos la existencia o inexistencia de una relación asimétrica contemporánea entre los cambios en el precio

(3) Según su proposición cinco (pag. 594): "en ausencia de volúmenes anormales el precio del activo no se mueve. Mientras los precios pueden desviarse de su valor intrínseco y el volumen puede desviarse de sus valores normales, estos movimientos sólo pueden ser temporales en ausencia de un evento que contenga nueva información".

del contrato de futuro y el volumen de negociación inesperado; los resultados coinciden con las predicciones de los modelos teóricos al respecto, documentando la existencia de una relación contemporánea positiva entre el volumen de negociación inesperado y la volatilidad y el carácter simétrico de dicha relación. En segundo lugar, se amplía el análisis examinando en qué medida las variaciones del precio pueden ser explicadas por el volumen, descompuesto éste en su componente esperada e inesperada, y por el signo de los *shocks* de actividad. Nuestro análisis empírico confirma la importancia de separar la información incluida en la variable volumen de negociación en su componente esperada e inesperada, así como la naturaleza asimétrica del efecto de un *shock* de actividad sobre la volatilidad. Por último, extendemos el estudio hacia las posibles relaciones dinámicas entre ambas variables. En esta tercera parte del análisis los resultados empíricos no son homogéneos. Se han encontrado signos a favor de la existencia de causalidad lineal bidireccional para horizontes temporales superiores a las cuatro horas, mientras que para horizontes más cortos aparecen indicios de causalidad unidireccional desde las variaciones del precio hacia el volumen inesperado.

Este trabajo presenta tres contribuciones. En primer lugar, ampliamos la literatura existente sobre las relaciones entre el volumen y el precio en los mercados de futuros españoles, al estudiar el mercado de futuros en renta variable, el cual no se había abordado en este aspecto. Segundo, confirma la existencia de una relación contemporánea positiva y simétrica entre la volatilidad y el volumen del mercado español de futuros sobre renta variable, utilizando para ello por primera vez el volumen inesperado como variable *proxy* para la llegada de nueva información. Tercero, nuestro trabajo ofrece evidencias empíricas a favor de considerar la posible existencia de diferentes componentes en el flujo de información que llega al mercado, lo cual en la práctica puede reflejarse distinguiendo entre el volumen de negociación esperado por el mercado y el inesperado.

Este trabajo está organizado de la siguiente forma. En la siguiente sección se recoge un resumen de las evidencias empíricas existentes sobre las relaciones entre el volumen de negociación y el precio. La segunda sección ofrece información sobre los datos empleados y su tratamiento previo al análisis empírico. La tercera sección presenta la metodología utilizada en cada uno de los estudios realizados y los resultados obtenidos. Por último, dedicamos el cuarto apartado a la exposición de las conclusiones derivadas de nuestro trabajo, cerrando éste con el apartado de la bibliografía utilizada.

1. EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

La existencia de una relación contemporánea entre el volumen y la variabilidad de los precios, cuya justificación teórica bien sea mediante los modelos HMD o LSI se encuentra desarrollada en los trabajos previamente citados, ha sido demostrada en distintos mercados bursátiles y de futuros de distintos países entre otros por Epps y Epps (1976); Cornell (1981); García, Leuthold y Zapata (1986); Grammatikos y Saunders (1986); Jain y Joh (1988); Board y Sutcliffe (1990); Lamoreoux y Lastrapes (1990); Najnad y Yung (1991); Gallant, Rossi y Tauchen (1992); Bessembinder y Seguin (1992, 1993); Brailsford (1996); Andersen (1996); Ragunathan y Peker

(1997); Malliaris y Urrutia (1998); Gwilym, McMillan y Speight (1999); Wang y Yan (2000); Speight, Mcmillan y Gwilym (2000); y para el caso español, en el mercado de futuros sobre tipos de interés, por García (1998; 1999).

La mayoría de los estudios empíricos han utilizado el volumen de negociación, medido éste para cada transacción o sobre un intervalo de tiempo, como variable *proxy* de la llegada de información al mercado. No obstante, algunos autores reconocen que el volumen de negociación parece tener componentes determinísticos que deberían ser tomados en cuenta. Así Andersen (1996); Bessembinder y Seguin (1992, 1993); Diz y Finuncane (1993), Rangunathan y Peker (1997), Gulen y Mayhew (2000); Speight, McMillan y Gwilym (2000); Nieto, Fernández y Muñoz (2000), descomponen el volumen total en una componente esperada que recoge la actividad del mercado susceptible de ser estimada y una componente inesperada (definida como la diferencia entre el volumen total y el volumen esperado). El volumen inesperado lo interpretan como los *shock* de actividad, que recogen la reacción del mercado ante la llegada de nueva información relevante, mientras que el volumen esperado es el resultado de la actividad de los agentes no especuladores del mercado, tales como aquellos que negocian por necesidades de liquidez, los coberturistas, etc. En sus resultados empíricos Bessembinder y Seguin (1993) y Rangunathan y Peker (1997) encuentran evidencias que sugieren que analizando la relación entre la volatilidad y el volumen total no se extrae toda la información posible porque esta relación no es homogénea ya que el efecto del volumen inesperado sobre la volatilidad es distinto al del volumen esperado y aún más, la relación entre el volumen inesperado y la volatilidad es asimétrica siendo mayor el impacto de los *shocks* positivos que el de los negativos.

Por lo que respecta a las relaciones dinámicas, la evidencia empírica sobre las relaciones de causalidad entre el volumen y la volatilidad no es homogénea, así Cornell (1981) analizando 17 futuros sobre mercaderías no encuentra causalidad en ningún caso, si bien es de resaltar que en el estudio utiliza datos mensuales; Jain y Joh (1998); y Gallant, Rossi y Tauchen (1992), con datos del índice S&P 500, encuentran que los rendimientos causan al volumen⁴; esta misma causalidad lineal unidireccional es encontrada por Hiemstra y Jones (1994) con datos del índice Dow Jones, aunque también encuentran evidencias de causalidad bidireccional no lineal. En el mercado bursátil español Zarraga (1998) encuentra evidencias de que los rendimientos causan al volumen y descarta la existencia de causalidad no lineal. Por otra parte, la causalidad lineal bidireccional aparece en Malliaris y Urrutia (1998) que analizan futuros sobre mercaderías, y en Gwilym; McMillan y Speight (1999) en futuros financieros y en el caso español, para futuros sobre tipos de interés, en García (1998). Otros autores obtienen resultados diversos, así García, Leuthold y Zapata (1986) con datos de futuros sobre mercaderías obtienen en un 15% de los casos causalidad en un sentido u otro, incluyendo dos casos de causalidad bidireccional; Grammatikos y Saunders (1986) en una muestra de 110

(4) Los trabajos sobre mercados bursátiles de contado analizan la relación precio-volumen expresando el precio en forma de rendimientos (cambios en el logaritmo del precio), mientras que los trabajos sobre mercados de futuro utilizan la volatilidad (valor absoluto de los cambios en el logaritmo del precio).

contratos de futuros sobre divisas obtienen que el rendimiento causa al volumen en 10 casos y en 16 que el volumen causa al rendimiento, lo que interpretan como evidencia a favor de la existencia de causalidad bidireccional; McCarthy y Najand (1993) en cinco futuros sobre divisas obtienen causalidad unidireccional desde la volatilidad al volumen en 2 casos y causalidad bidireccional en los otros 3 restantes; por último, el único análisis de causalidad entre volatilidad y volumen para un contrato de futuro sobre un índice bursátil de que tenemos noticias es el de Merrick (1987), realizado con datos diarios, en el cual se documenta que la volatilidad causa al volumen en el futuro sobre S&P 500 mientras que la causalidad es bidireccional en el futuro sobre el índice NYSE Composite.

2. DATOS

En nuestro análisis empírico nos hemos centrado en el comportamiento del contrato de futuro sobre Ibex 35 entre el 10/04/96 y el 12/06/98 utilizando para ello datos intradía para intervalos de 15 minutos correspondientes al contrato con vencimiento más cercano. El Ibex 35 es el índice oficial del mercado bursátil electrónico español y está compuesto por las 35 empresas más líquidas del total las negociadas en el mercado continuo de interconexión bursátil⁵.

El horario de negociación del mercado en esas fechas era de 10:00 a 17:15, lo que nos proporciona 29 periodos de 15 minutos y 30 observaciones diarias dado que se incluye una más para el momento de la apertura. El día 28 de octubre de 1997 el mercado permaneció abierto durante un periodo superior al horario habitual de negociación, por este motivo hemos considerado conveniente introducir 3 observaciones más en dicha fecha. Durante el periodo de estudio hubo 527 días de negociación en el mercado y el número total de observaciones utilizadas es 15.813.

En nuestro análisis hemos utilizado el valor absoluto del cambio en los logaritmos del precio como medida de su variación⁶ y el logaritmo del número de contratos negociados durante cada intervalo como medida del volumen, el primer dato diario del volumen se corresponde con el logaritmo del número de contratos negociados en el momento de la apertura del mercado, el cual, a su vez, depende de las posiciones adoptadas durante el período de preapertura. Debido a la existencia de algunos periodos durante los cuales no se negoció ningún contrato, y

(5) El contrato de futuro sobre Ibex 35 comenzó su negociación el 14 de enero de 1992. Este contrato tiene vencimiento mensual y en cada momento están abiertos a negociación los contratos correspondientes a los tres vencimientos más cercanos así como el contrato más cercano correspondiente al ciclo Marzo, Junio, Septiembre y Diciembre. El día de vencimiento es el tercer viernes del mes en curso y el último día de negociación es el día de vencimiento. La especificación técnica del contrato de futuro sobre Ibex 35 cambió a partir del 10 de enero de 1997, en esa fecha el contrato fue sustituido por el nuevo contrato Ibex 35 Plus. En el antiguo contrato su valor monetario se obtenía multiplicando el índice Ibex 35 por 100, mientras que en el nuevo el multiplicador pasa a ser 1.000, de forma que un contrato nuevo es equivalente a 10 contratos antiguos. Por este motivo los datos sobre volúmenes de negociación posteriores al 9 de enero de 1997 han sido multiplicados por 10.

(6) Entre los autores que han utilizado dicha medida se encuentran, entre otros, Merrick (1987); Jain y Joh (1988); Board y Sutcliffe (1990); McCarthy y Najand (1993); Brailsford (1996); Malliaris y Urrutia (1998); García (1998); Gwilym, McMillan y Speight (1999).

para evitar problemas por la inexistencia del logaritmo del número cero, al número de contratos de cada intervalo se le ha sumado una constante, lo cual no afecta a los resultados. La negociación en el mercado de futuros español ha experimentado un fuerte aumento durante el periodo de estudio, pasando de un volumen medio diario de 107.000 contratos en durante el segundo trimestre de 1996 a 351.000 en el segundo trimestre de 1998, lo que supone un incremento del 328%.

Una vez puesta de manifiesto la necesidad de la descomposición del volumen total en sus dos componentes, esperada e inesperada, se realizó un estudio de la estructura diaria del volumen de negociación observando si su comportamiento presentaba “forma en U”⁷. Si esto ocurre, el volumen negociado en cada uno de los intervalos temporales en los que se han descompuesto los días de negociación será distinto entre sí presentándose volúmenes más elevados en las primeras y últimas horas del día; es por lo tanto considerado “normal” un volumen de negociación elevado durante los primeros y últimos minutos del día y también se considera como “normal” la reducción de dicho volumen en las horas centrales, alrededor de la hora del almuerzo. En el cuadro del anexo 1 se observa como la media de cada intervalo es estadísticamente distinta de cero e igual al coeficiente asociado al intervalo. Si representáramos gráficamente dichos coeficientes obtendríamos una forma en U, esta misma forma se observa en el gráfico 1, el cual representa los volúmenes medios negociados en cada intervalo temporal.

Un enfoque apropiado para calcular la “sorpresa” en una variable consiste en definirla como la diferencia entre el valor real tomado por la variable y el valor esperado de esa variable con base en la información existente en el momento de realizar dicha predicción. Más formalmente:

$$\text{Valor Inesperado}_t = \text{Valor}_t - E(\text{Valor}_t \mid \text{Valor}_{t-j}, j = 1, 2, \dots) \quad [1]$$

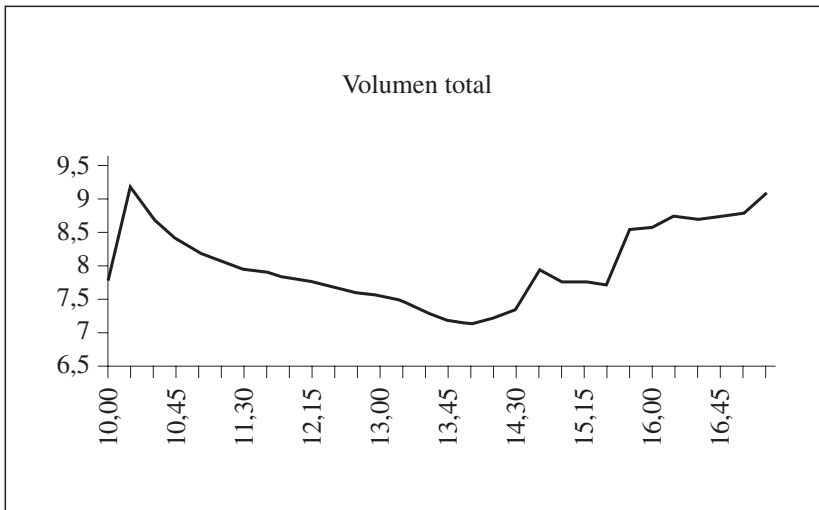
Entre los trabajos empíricos que siguen este enfoque cabe citar a Bessembinder y Seguin (1993); Ragnatahn y Peker (1997); Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1999); Nieto, Fernández y Muñoz (2000).

A efectos del cálculo del volumen esperado, y teniendo también en cuenta los aspectos comentados anteriormente en cuanto a las pautas intradía del volumen negociado, consideramos conveniente modelizar el volumen para cada uno de los treinta intervalos de tiempo considerados, para ello hemos dividido la serie de volumen total en treinta series, una para cada intervalo, cada una de estas series consta de 527 observaciones. Los contrastes de raíces unitarias de Dickey-Fuller (1979) y Kwiatkowski *et al.* (1992), rechazaron la existencia de raíces unitarias en las 30 series de volumen total⁸.

(7) La existencia de dicha forma en U en los datos intradía de rendimientos, volúmenes y volatilidades está documentada en: McInish y Wood (1990); Wood, McInish y Ord (1985); Jain y Joh (1988); Finnerty y Park (1988); Ekman (1992); Lockwood y Lin (1990); Peterson (1990); Chan, Chan y Karoly (1991), entre otros, para el mercado norteamericano. Yadav y Pope (1992), Tse (1999) para el mercado británico; García (1998) para el español.

(8) Los resultados están a disposición del lector previa petición a los autores.

Gráfico 1: VOLUMEN PROMEDIO TOTAL NEGOCIADO INTRADÍA



Los modelos para estimar el volumen esperado en cada uno de los 30 intervalos temporales son procesos ARMA(p,q), a los que se les ha añadido variables ficticias para controlar los posibles efectos de diferencia de negociación entre días de la semana y efectos vencimiento. Para cada uno de los intervalos intradía se ha utilizado un modelo ARMA(p,q) (ecuación [2]) distinto, estimado previamente como el que mejor ajusta para toda la muestra en dicho intervalo (anexo 2).

$$Vol_{t,i} = a_0 + \sum_{j=1}^p b_j Vol_{t-j,i} + \sum_{k=1}^q c_k \varepsilon_{t-k,i} + \sum_{l=1}^4 d_{l,i} DS_{l,t} + \sum_{m=1}^3 f_m DV_{m,t} + \varepsilon_{t,i} \quad [2]$$

Vol_{t,i} = Volumen total del día “t” en el intervalo temporal intradiario “i”
i = 1, 2, ..., 30

DS = Variables ficticias para controlar el día de la semana.

DV = Variables ficticias para controlar las semanas hasta vencimiento.

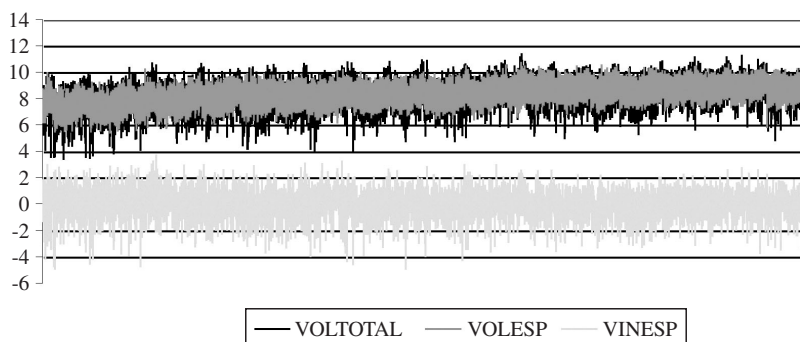
Para la primera predicción (11/10/1996) usamos los datos de volumen total correspondientes a los seis primeros meses. A partir de ese momento, y para cada uno de los 30 intervalos, se estiman los modelos ARMA usando una ventana móvil de amplitud fija, que pierde el primer valor de la serie e introduce un dato más correspondiente al mismo intervalo del siguiente día. De esta forma el volumen esperado se estima a partir de un proceso ARMA utilizando la información correspondiente a los seis meses anteriores.

El porcentaje del volumen total explicado por el modelo fluctúa entre el 67,17% para la serie de las 10:00 horas y el 24,73% para las 14:00 horas. En general, el volumen es más predecible durante los periodos de mayor actividad del mercado y menos predecible durante las horas valle de negociación. Este fenómeno podría tener su explicación en el mayor impacto relativo de un mismo nivel de actividad no esperada cuando la actividad total es más baja.

Las 30 series correspondientes a las estimaciones mediante ventanas móviles representan el volumen negociado esperado por los agentes del mercado. El volumen inesperado o debido a *shocks* se calcula como la diferencia entre el volumen total negociado y el esperado (ecuación [1]).

Finalmente las 30 series de volumen esperado y volumen inesperado se han unido de forma cronológica para formar dos series largas cada una de las cuales tiene 12.063 observaciones (402 días). Tal y como se puede observar en el gráfico 2, el volumen esperado reproduce el comportamiento del volumen total pero de una forma más suave, de hecho el volumen esperado no es capaz de captar los altibajos más abruptos de la serie del volumen total. Estos extremos reflejan una actividad anormal del mercado inducida por la llegada de nueva información y por ese motivo no son predecibles. Dicha actividad anormal no explicada por el modelo es la que se considera como volumen inesperado.

Gráfico 2: MODELIZACIÓN DEL VOLUMEN INESPERADO



Al objeto de trabajar con datos homogéneos, la serie de los cambios en el precio también ha sido preblanqueada utilizando *dummies* para los días de la semana y los intervalos intradía. El valor absoluto de los residuos obtenidos al re-

gresar el cambio en el precio sobre las variables dummy nos proporciona la serie de variaciones de precios que utilizaremos en los contrastes empíricos.

$$|\Delta P_t| = a_0 + \sum_{l=1}^4 b_l DS_{l,t} + \sum_{m=1}^{29} c_m DI_{m,t} + \varepsilon_t \quad [3]$$

DS = Variables ficticias para controlar el día de la semana

DI = Variables ficticias para controlar el intervalo intradía

3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

3.1. *Relación contemporánea entre el volumen inesperado y los cambios en el precio*

La primera parte de nuestro análisis empírico consiste en contrastar la existencia de una relación contemporánea entre el volumen y la variación de precios, así como en determinar si dicha relación es o no simétrica. El modelo utilizado para realizar los contrastes tiene la siguiente expresión:

$$VInesp_t = \alpha + \beta_1 |\Delta P_t| + \beta_2 D_t |\Delta P_t| + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde $VInesp$ es el volumen de negociación inesperado, ΔP es el cambio en el precio y D es una variable dicotómica que toma valor 1 si $\Delta P < 0$ y valor 0 si $\Delta P \geq 0$.

En la ecuación [4], β_1 recoge la relación contemporánea entre el volumen inesperado y el precio independientemente del signo del cambio en el precio. Por su parte, β_2 permite contrastar la existencia de una asimetría en el comportamiento del volumen inesperado cuando el precio está bajando respecto de cuando está subiendo. Un valor de β_2 negativo y estadísticamente significativo indica que la respuesta del volumen es menor ante cambios negativos en el precio que ante cambios positivos. Tal y como hemos defendido en la sección 1, esta asimetría no es de esperar en los mercados de futuro.

La ecuación [4] ha sido estimada utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios y debido a la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos de dicha estimación los contrastes de significatividad de los coeficientes se realizaron utilizando la matriz de covarianzas corregida por la presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación propuesta por Newey-West, estos resultados aparecen recogidos en el cuadro 1, primera columna.

Los resultados obtenidos con todos los datos de la muestra señalan la existencia de una relación contemporánea positiva entre el volumen inesperado y la volatilidad, tal y como predicen los modelos teóricos, pero contrariamente a lo esperado señalan también la existencia de una asimetría. La estimación de β_1 , que mide la relación contemporánea entre el volumen inesperado y los cambios en el precio independientemente de la dirección del cambio, es positiva y significativamente distinta de cero. Por su parte, la estimación de β_2 es negativa y significativamente distinta de cero, lo cual indica la existencia de una asimetría en dicha relación. Este resultado podría ser debido a un comportamiento anormal del mercado du-

rante alguna parte del período analizado. Con el fin de analizar la estabilidad estructural del modelo durante el periodo objeto de estudio, se procedió a la realización del contraste de Chow. Los estadísticos de este contraste indicaban la existencia de cambio estructural en el entorno de la observación 7.530 y un nuevo cambio en el entorno de la 7.684, las cuales se corresponden con la semana del 24/10/97 al 3/11/97. En estas fechas, el mercado bursátil español (tanto en su vertiente de contado como de futuro) tras un largo período de alzas continuadas experimentó un período de gran inestabilidad, arrastrado por la crisis bursátil desencadenada en los mercados asiáticos, el cual interrumpió la tendencia alcista.

Cuadro 1: RELACIÓN ENTRE VOLUMEN INESPERADO Y VARIACIÓN DE PRECIOS

$$VInesp_t = \alpha + \beta_1 |\Delta P_t| + \beta_2 D_t |\Delta P_t| + \varepsilon_t$$

	Toda muestra	11/10/96 a 24/10/97	27/10/97 a 31/10/97	3/11/97 a 12/06/98
α	-0,06 (0,025)	-0,07 (0,001)	0,81 (0,000)	-0,19 (0,000)
β_1	114,61 (0,000)	141,87 (0,000)	83,58 (0,052)	112,56 (0,000)
β_2	-48,91 (0,018)	-20,081 (0,097)	-77,36 (0,066)	15,93 (0,183)
R^2	0,054	0,052	0,179	0,068
F	348,22 (0,000)	204,59 (0,000)	16,41 (0,000)	159,52 (0,000)
WHT	590,50 (0,000)	32,18 (0,000)	10,87 (0,000)	36,78 (0,000)
BGSC	128,83 (0,000)	60,57 (0,000)	4,72 (0,000)	54,65 (0,000)

Entre paréntesis el valor de la probabilidad calculado utilizando la matriz de covarianzas de Newey-West.

WHT: Contraste de heteroscedasticidad de White.

BGSC: Contraste de autocorrelación de Breusch-Godfrey.

Con el fin de eliminar los posibles efectos distorsionadores de dicha tormenta bursátil sobre el normal comportamiento del mercado de futuros en renta variable hemos dividido la muestra en tres submuestras. La primera submuestra recoge el período del 11/10/96 al 24/10/97 (7.530 observaciones); la segunda con la semana del 27/10/97 al 31/10/97 (153 observaciones) que se corresponde con la de mayor inestabilidad bursátil y la tercera comprende desde el 3/11/97 al 12/06/98 (4.380 observaciones). La ecuación [4] se volvió a estimar con los datos de cada una de las submuestras.

El cuadro 1 también presenta los resultados para las tres submuestras, e indica la existencia de una relación contemporánea positiva entre el volumen inesperado y la variación del precio. Las estimaciones del coeficiente β_2 en la primera y tercera submuestras no son significativas. Este resultado parece confirmar que en el mercado de futuro en renta variable, el volumen inesperado, en concordancia con las teorías existentes al respecto, no presenta un comportamiento significativamente diferente dependiendo del signo de los cambios en el precio. Estos resultados concuerdan con los de anteriores estudios sobre diferentes mercados de futuros⁹. Centrándonos en la semana de la crisis bursátil, la estimación de β_2 es negativa y significativamente distinta de cero, sugiriendo la existencia de una asimetría en la relación volumen inesperado-precio durante el periodo de inestabilidad del mercado, lo cual muestra como la introducción de dicho periodo anómalo puede distorsionar la evidencia empírica, por lo que en los siguientes estudios seguiremos diferenciando el total de la muestra de las tres submuestras.

Hemos repetido este mismo análisis¹⁰ utilizando como variable representativa del volumen de negociación el volumen esperado. Los obtenidos son similares, si bien es de resaltar que en el parámetro β_2 no es significativo ni para el caso de toda la muestra ni para ninguna de las submuestras. No obstante, sin despreciar la información contenida en el comportamiento del volumen esperado de negociación, consideramos que el volumen inesperado es la variable relevante a la hora de analizar el impacto de la llegada de nueva información al mercado.

3.2. Efectos de las asimetrías en el volumen inesperado sobre la variación de precios

En la segunda parte de nuestro trabajo estudiamos si el efecto del volumen sobre la variación de precios es o no homogéneo, para ello separamos el volumen total negociado en su componente esperada y su componente inesperada, de esta forma permitimos a cada una de las dos componentes tener un efecto distinto sobre los cambios en los precios. Además, siguiendo a Bessembinder y Seguin (1993), dentro del volumen inesperado diferenciamos entre los *shocks* que producen un volumen de negociación superior al esperado y los que producen un volumen inferior al esperado, lo que nos permite contrastar si el precio responde asimétricamente a los *shocks* de volumen.

El modelo utilizado para contrastar el efecto del volumen de negociación sobre los cambios en el precio tiene la siguiente expresión:

$$|\Delta P_t| = \alpha + \beta_1 VEsp_t + \beta_2 VInesp_t + \beta_3 D_t VInesp_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde, $|\Delta P_t|$ es el valor absoluto de los cambios en el precio, $VEsp$ es el volumen de negociación esperado, $VInesp$ representa un *shock* de actividad y D es una variable dicotómica que toma valor 0 cuando $VInesp < 0$ y valor 1 cuando $VInesp \geq 0$.

(9) Board y Sutcliffe (1990), García (1998).

(10) Agradecemos a un revisor anónimo sus sugerencias al respecto, los resultados se encuentran a disposición del lector previa petición a los autores.

En la ecuación [5] el coeficiente β_1 mide el impacto de un volumen de negociación considerado normal por el mercado sobre la volatilidad, el coeficiente β_2 representa el impacto de un *shock* de actividad sobre la variación del precio independientemente de su signo, y por último el efecto de un volumen anormalmente alto puede ser estimado sumando β_2 y β_3 .

β_3 permite contrastar la existencia de una asimetría en la reacción del precio a un *shock* de negociación dependiendo del signo del *shock*. Una estimación de β_3 positiva y estadísticamente significativa implica que la reacción del precio a un incremento inesperado en la negociación es mayor que su reacción a un volumen inesperadamente bajo. Si asumimos que la probabilidad de un *shock* positivo es igual a la probabilidad de un *shock* negativo, el impacto total del volumen inesperado (tanto positivo como negativo) es $\beta_2 + 0,5\beta_3$. Por lo tanto, para contrastar si el impacto del volumen esperado es igual del impacto del volumen inesperado, deberemos contrastar $\beta_1 = \beta_2 + 0,5\beta_3$.

El procedimiento seguido en la estimación de la ecuación [5] es el mismo que en el apartado anterior, realizándose así mismo el correspondiente estudio de estabilidad estructural, el cual vuelve a señalar la existencia de cambio estructural. Tal y como ya hemos comentado, se ha dividido la muestra en tres subperíodos al objeto de tener en cuenta los posibles comportamientos anómalos del mercado derivados de una situación de gran inestabilidad bursátil a nivel mundial. No obstante, el análisis se ha repetido con los datos correspondientes a toda la muestra, lo cual nos permite comprobar en que medida la inestabilidad del mercado durante la última semana de octubre de 1997 afecta a las conclusiones derivadas del análisis empírico. Los resultados de estas estimaciones aparecen recogidos en el cuadro 2.

Todos los coeficientes estimados (excepto la constante) tienen signo positivo y son altamente significativos lo cual es consistente con los resultados del apartado anterior y con los modelos teóricos que predicen una relación contemporánea positiva entre el volumen de negociación y los cambios en los precios en los mercados especulativos, únicamente los coeficientes correspondientes al volumen inesperado durante la semana de la tormenta bursátil presentan una significatividad marginal.

Los resultados confirman también la existencia de una fuerte asimetría en el efecto de los *shocks* de negociación sobre la variación del precio. La respuesta del precio ante un aumento inesperado de la actividad es el doble al efecto sobre el mercado de un volumen de negociación anormalmente bajo durante el primer período de la muestra, algo más del doble durante la semana de la crisis bursátil y tres veces superior durante el período posterior a la crisis.

Tal y como hemos comentado, se ha contrastado la conveniencia de distinguir entre volumen esperado e inesperado por medio de un contraste de Wald ($H_0: \beta_1 - \beta_2 - 0,5\beta_3 = 0$), rechazando en todos los periodos la hipótesis nula de un impacto idéntico de ambas medidas de volumen; no obstante, conforme se aprecia al final de el cuadro 2, la diferencia en el comportamiento del mercado durante la semana de la crisis se traduce en un valor del estadístico de Wald sustancialmente menor (13,8 frente a 298,13 y 229,99). La conveniencia de distinguir entre volumen esperado y volumen inesperado está más clara durante el período anterior a la crisis que después de ésta, pues si bien durante el primer período el efecto sobre el precio del volumen esperado es muy similar al de un aumento inesperado

en el volumen de negociación, en el tercer periodo el efecto de los *shocks* positivos es casi el doble al del nivel de actividad considerado normal por el mercado. Por su parte, la reacción del precio ante volúmenes inesperadamente bajos es menor durante el primer período que durante el tercero.

Cuadro 2: EFECTOS ASIMÉTRICOS DEL VOLUMEN SOBRE LA VARIACIÓN DE PRECIOS

$$|\Delta P_t| = \alpha + \beta_1 VEsp_t + \beta_2 VInesp_t + \beta_3 D_t VInesp_t + \varepsilon_t$$

	Toda muestra	11/10/96 a 24/10/97	27/10/97 a 31/10/97	3/11/97 a 12/06/98
α	-0,004 (0,000)	-0,003 (0,000)	-0,032 (0,001)	-0,005 (0,000)
β_1	0,0006 (0,000)	0,0005 (0,000)	0,003 (0,000)	0,0007 (0,000)
β_2	0,0002 (0,000)	0,0003 (0,000)	0,002 (0,045)	0,0004 (0,000)
β_3	0,0009 (0,000)	0,0003 (0,000)	0,003 (0,067)	0,0008 (0,000)
R^2	0,109	0,127	0,102	0,134
F	492,02 (0,000)	367,08 (0,000)	5,64 (0,001)	227,59 (0,000)
WHT	4,55 (0,000)	15,93 (0,000)	0,03 (0,999)	21,07 (0,000)
BGSC	65,89 (0,000)	15,70 (0,000)	0,30 (0,979)	545,8 (0,000)
$H_0: \beta_1 - \beta_2 - 0,5\beta_3 = 0$				
	Toda muestra	11/10/96 a 24/10/97	27/10/97 a 31/10/97	3/11/97 a 12/06/98
Wald test	242,61	298,13	13,80	229,99
Probabilidad	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)

Entre paréntesis el valor de la probabilidad calculado utilizando la matriz de covarianzas de Newey-West.

WHT: Contraste de heteroscedasticidad de White.

BGSC: Contraste de autocorrelación de Breusch-Godfrey.

Es de destacar que en todos los casos el efecto del volumen sobre la variación de los precios es mayor en el período posterior a la crisis, lo cual podría explicarse por la evolución del mercado bursátil (y en consecuencia de su mercado

de futuros) durante todo el período objeto de estudio. El primer período se caracteriza por un alza continuada en el mercado bursátil, tanto a nivel de precios como de volumen de negociación, se trata de un periodo caracterizado por una menor volatilidad y un optimismo generalizado entre los inversores. Dicha tendencia se rompe al inicio del segundo período, aumentando la inestabilidad y con ella la sensibilidad de los inversores ante cualquier movimiento inesperado del mercado, de ahí que el precio se vea más afectado no solo por volúmenes de negociación anormalmente altos, sino también por los anormalmente bajos.

Estos resultados son similares a los obtenidos por Bessembinder y Seguin (1993) y por Raganathan y Peker (1997) para distintos mercados de futuros financieros y de mercaderías.

3.3. Análisis de la causalidad lineal entre el volumen y la volatilidad

Una vez realizado el análisis de la relación contemporánea entre el volumen de negociación inesperado y los cambios del precio, la tercera y última parte de nuestro estudio se centra en las relaciones dinámicas entre las dos variables, investigando la existencia de relaciones de causalidad lineal en el sentido de Granger (1969). Como ya hemos argumentado, la existencia de causalidad podría estar implícita en los modelos de Llegada Secuencial de la Información.

Se dice que una variable causa a otra en el sentido de Granger si el conocimiento de la variable causal ayuda a predecir el comportamiento de la variable causada. A nivel empírico esto se traduce en que si una variable causa linealmente a otra, los valores retardados de la variable causal mejorarán la predicción de la variable causada.

Para contrastar la existencia de causalidad lineal se construye un sistema VAR con las dos variables, el cual toma la siguiente expresión:

$$VInesp_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i VInesp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i |\Delta P_{t-i}| + \varepsilon_{t1} \quad [6]$$

$$|\Delta P_t| = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \phi_i VInesp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i |\Delta P_{t-i}| + \varepsilon_{t2} \quad [7]$$

donde $VInesp$ es el volumen de negociación inesperado y ΔP es el cambio en el precio del contrato.

Se dice que el volumen inesperado causa a los cambios del precio si sus retardos son significativos en la ecuación de los cambios del precio. Del mismo modo, si los coeficientes de los retardos de los cambios del precio son significativos en la ecuación del volumen inesperado se dice que éstos causa al volumen.

El cuadro 3 recoge los resultados de los contrastes de Wald utilizados para contrastar la existencia de causalidad entre las dos variables, los cuales se distribuyen según una χ^2 . La hipótesis nula es la ausencia de causalidad de forma que rechazar la hipótesis nula es equivalente a aceptar la existencia de causalidad.

Cuadro 3: RELACIONES DINÁMICAS LINEALES ENTRE EL VOLUMEN INESPERADO Y LOS CAMBIOS DEL PRECIO

Toda la muestra								
Número de retardos								
	1	4	8	12	16	20	24	Día
V no causa a P	3,6311 (0,0567)	8,3135 (0,0807)	15,7891 (0,0455)	19,1869 (0,0841)	97,7535 (0,0000)	130,1678 (0,0000)	128,5322 (0,0000)	130,6249 (0,0000)
P no causa a V	18,2359 (0,0000)	36,5921 (0,0000)	38,8671 (0,0000)	39,1921 (0,0000)	72,4205 (0,0000)	86,7381 (0,0000)	90,7112 (0,0000)	98,2129 (0,0000)
Desde 11/10/96 a 24/10/97								
Número de retardos								
	1	4	8	12	16	20	24	Día
V no causa a P	1,8909 (0,1691)	11,7463 (0,0193)	23,6154 (0,0026)	25,7251 (0,0117)	100,5501 (0,0000)	133,1863 (0,0000)	133,4098 (0,0000)	129,7165 (0,0000)
P no causa a V	106,6355 (0,0000)	117,8405 (0,0000)	115,8373 (0,0000)	117,1385 (0,0000)	211,8906 (0,0000)	212,5096 (0,0000)	222,2671 (0,0000)	234,3885 (0,0000)

Valores del estadístico χ^2 para la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, entre paréntesis el valor de la probabilidad calculado utilizando la matriz de covarianzas de Newey-West. Un retardo es equivalente a 15 minutos y 30 retardos a un día.

Cuadro 3: RELACIONES DINÁMICAS LINEALES ENTRE EL VOLUMEN INESPERADO Y LOS CAMBIOS DEL PRECIO (CONTINUACIÓN)

Toda la muestra								
Desde 27/10/97 a 31/10/97								
Número de retardos								
	1	4	8	12	16	20	24	Día
V no causa a P	9,6855 (0,0018)	42,4038 (0,0000)	46,6387 (0,0000)	75,3167 (0,0000)	126,5886 (0,0000)	178,3467 (0,0000)	305,9311 (0,0000)	465,6601 (0,0000)
P no causa a V	0,4015 (0,5262)	5,6101 (0,2302)	5,0142 (0,7561)	28,7043 (0,0043)	79,8116 (0,0000)	374,9959 (0,0000)	466,6619 (0,0000)	741,1129 (0,0000)
Desde 3/11/97 a 12/06/98								
Número de retardos								
	1	4	8	12	16	20	24	Día
V no causa a P	4,0719 (0,0436)	2,2257 (0,6943)	9,1885 (0,3266)	12,6873 (0,3921)	56,3895 (0,0000)	84,8196 (0,0000)	84,4904 (0,0000)	82,6377 (0,0000)
P no causa a V	46,1641 (0,0000)	58,7948 (0,0000)	69,9424 (0,0000)	73,1057 (0,0000)	138,4844 (0,0000)	158,3744 (0,0000)	164,5363 (0,0000)	179,9198 (0,0000)

Valores del estadístico χ^2 para la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, entre paréntesis el valor de la probabilidad calculado utilizando la matriz de covarianzas de Newey-West. Un retardo es equivalente a 15 minutos y 30 retardos a un día.

Para el análisis de las relaciones dinámicas entre ambas variables se han fijado diferentes amplitudes en los retardos, las cuales se corresponden con 15 minutos (1 retardo), 1 hora (4 retardos), 2 horas (8 retardos), 3 horas (12 retardos), 4 horas (16 retardos), 5 horas (20 retardos), 6 horas (24 retardos) y un día (30 retardos). Los contrastes de diagnóstico aplicados a los residuos resultantes de la estimación de los sistemas VAR señalaron la presencia de heteroscedasticidad y de autocorrelación, por este motivo los contrastes de Wald realizados para analizar la presencia de causalidad se han construido a partir de la matriz de covarianzas resistente a la heteroscedasticidad propuesta por Newey-West. De nuevo hemos considerado conveniente dividir la muestra en tres submuestras por los motivos expuestos en apartados anteriores.

Los resultados obtenidos en el análisis de las relaciones dinámicas entre el volumen de negociación inesperado y los cambios del precio no son homogéneos, siendo el número de retardos utilizados un factor determinante¹¹. Para los tres periodos existen evidencias de causalidad bidireccional entre el volumen de negociación inesperado y los cambios en valor absoluto en el precio en horizontes iguales o superiores a las 4 horas. Para horizontes temporales más cortos (tanto en la primera como en la tercera submuestra) son los cambios en el precio los que causan al volumen inesperado, apreciándose causalidad bidireccional únicamente en el periodo anterior a la crisis bursátil. En aquellos casos en que aparecen evidencias de causalidad bidireccional el estadístico correspondiente a la hipótesis nula de los cambios en el precio causando al volumen es mucho mayor que el del volumen causando al precio. Por último, destacar que la semana de la crisis bursátil presenta de nuevo un comportamiento diferenciado, pues la causalidad en horizontes temporales cortos fluye de forma unidireccional desde el volumen inesperado hacia los cambios en el precio. Tomados de forma conjunta, estos resultados parecen reforzar la idea de que se ha producido un cambio en el comportamiento del mercado de futuros tras la tormenta bursátil de octubre de 1997.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo examina las relaciones intradía existentes entre el volumen negociado en el mercado español de futuros en renta variable y su precio, las cuales no habían sido analizadas con anterioridad. La importancia de este tipo de análisis radica en la influencia que tiene el comportamiento de dichas variables sobre los diferentes negociadores de estos mercados.

El principal objetivo de este trabajo es determinar empíricamente el papel desarrollado por el volumen de negociación en la transmisión de información. Dado que la variable volumen total no extrae satisfactoriamente toda la información relativa a los cambios en el precio, en este estudio hemos creído más conveniente descomponerlo en dos variables que recojan la parte de dicha actividad considerada normal por el mercado y la parte debida a la llegada de nueva información.

(11) El signo de la relación causal tampoco es homogéneo, dependiendo también del número de retardos utilizados en el análisis. Para el caso concreto de un único retardo, en todos aquellos casos en que dicho retardo es significativo el signo del coeficiente es positivo.

En primer lugar se ha examinado la existencia de relaciones contemporáneas entre el valor absoluto de los cambios del precio del contrato de futuro y el volumen de negociación inesperado, encontrándose que dicha relación es positiva y de carácter simétrico, lo cual parece confirmar que en este mercado el volumen inesperado no presenta un comportamiento diferente en función del signo de los cambios en el precio. Este resultado es consistente con los de anteriores trabajos empíricos y con la HMD, así como con los modelos LSI.

En la segunda parte del trabajo se amplía el análisis introduciendo la posibilidad de que los cambios del precio tengan un comportamiento asimétrico como respuesta a *shocks* de actividad de distinto signo. Los resultados confirman la idoneidad de separar el volumen total en sus componentes esperada e inesperada, dado que si bien durante el primer período objeto de análisis el efecto sobre el precio del volumen esperado es muy similar al del inesperado, en el período posterior a la crisis bursátil de octubre de 1997, el efecto de un *shock* es muy superior al del nivel de actividad considerado normal por el mercado. Aún más, el efecto de los *shocks* de volumen no anticipados por el mercado sobre los cambios del precio es asimétrico, siendo esta asimetría dos veces superior durante el primer período del estudio y del triple para el período posterior a la crisis. Este distinto comportamiento podría explicarse por la evolución del mercado bursátil (y en consecuencia de su mercado de futuros) durante todo el período objeto de estudio. El primer período se caracteriza por un alza continuada en el mercado bursátil, tanto a nivel de precios como de volumen de negociación, se trata de un periodo caracterizado por una menor volatilidad y un optimismo generalizado entre los inversores. Dicha tendencia se rompe al inicio del tercer período, aumentando la inestabilidad y con ella la sensibilidad de los inversores ante cualquier movimiento inesperado del mercado, de ahí que el precio se vea afectado no solo por volúmenes de negociación anormalmente altos, sino también por los anormalmente bajos.

Nuestro trabajo toma una segunda dimensión al ampliarse hacia el análisis de las relaciones dinámicas entre el volumen de negociación y el precio. En este sentido encontramos evidencias a favor de la existencia de relaciones de causalidad lineal entre ambas variables, si bien dependiendo del horizonte temporal esta causalidad es unidireccional o bidireccional, lo cual parece indicar que el volumen de negociación inesperado tiende a influir en el precio con un cierto retraso. Estos resultados están en la línea de confirmar las teorías desarrolladas en los modelos de llegada de información secuencial, los cuales postulan la existencia de una serie de equilibrios intermedios formados por distintas combinaciones precio-volumen previos a que el mercado alcance el equilibrio final una vez que la información haya sido diseminada por completo. Por otra parte, dado que la respuesta asimétrica del precio ante *shocks* de volumen de distinto signo podría implicar la existencia de relaciones no lineales entre ambas variables, futuras extensiones de nuestro trabajo pasarían por el análisis de la causalidad no lineal.

Los resultados de este trabajo evidencian la conveniencia de reconocer la existencia de distintos componentes en la formación del flujo de información, lo cual abre el camino para futuros trabajos que constituyan el marco teórico en el cual tengan sustento las regularidades contrastadas empíricamente.

ANEXO 1: CONTRASTE DE LA FORMA EN “U”

$$VT = \sum_{i=1}^{30} \beta_i D_i + \varepsilon_i$$

H₀: β_i = 0 / i= 1 ... 30

Variable	Coficiente	Estadístico t	Prob.	Variable	Coficiente	Estadístico t	Prob.
D1000	5531,224	22,43683	0,0000	D1345	2482,750	10,07101	0,0000
D1015	13105,54	53,16126	0,0000	D1400	2459,899	9,978325	0,0000
D1030	8755,349	35,51516	0,0000	D1415	2442,890	9,909328	0,0000
D1045	6714,985	27,23863	0,0000	D1430	2724,670	11,05234	0,0000
D1100	5652,123	22,92725	0,0000	D1445	5238,230	21,24833	0,0000
D1115	5146,816	20,87752	0,0000	D1500	4123,277	16,72564	0,0000
D1130	4382,188	17,77589	0,0000	D1515	4321,791	17,53089	0,0000
D1145	4357,727	17,67666	0,0000	D1530	3753,825	15,22700	0,0000
D1200	4161,689	16,88146	0,0000	D1545	7417,620	30,08880	0,0000
D1215	4096,808	16,61827	0,0000	D1600	7548,436	30,61944	0,0000
D1230	3794,393	15,39156	0,0000	D1615	8776,446	35,60073	0,0000
D1245	3428,349	13,90674	0,0000	D1630	8466,833	34,34482	0,0000
D1300	3464,313	14,05262	0,0000	D1645	8560,763	34,72584	0,0000
D1315	3027,370	12,28021	0,0000	D1700	9006,755	36,53496	0,0000
D1330	2695,184	10,93273	0,0000	D1715	11492,53	46,61824	0,0000

H₀ : Todos los β_i = 0 / i= 1 ... 30

Estadístico	128.0108
Probabilidad	0.0000

ANEXO 2: MODELOS ARMA UTILIZADOS EN CADA FRANJA HORARIA

Hora	Ecuación	R ²
Vol. 10	7,61 + 0,73 T1 + 0,24 AR(1) + 0,23 AR(2) + 0,22AR(8) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,32
Vol. 10,15	10,5 + 0,46 T1 + 0,24DM + 0,28DX + 0,21DJ + 1,14AR(1) - 0,1AR(2) - 0,05(AR(5) - 0,9MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,06) (0,06) (0,00)	0,67
Vol. 10,30	9,96 + 0,64T1 + 0,27DM + 0,26DX + 0,32DJ + 1,07AR(1) - 0,07AR(3) - 0,95MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,03) (0,00)	0,57
Vol. 10,45	11,24 + 0,61T1 + 0,19DM + 0,29DX + 0,21DJ + 1,11AR(1) - 0,11AR(2) - 0,96MA(1) (0,17) (0,00) (0,01) (0,00) (0,01) (0,00) (0,01) (0,00)	0,51
Vol. 11	12,93 + 0,7T1 + 0,38DM + 0,37DX + 0,21DJ + 1,17AR(1) - 0,17AR(2) - 0,99MA(1) (0,15) (0,00) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00)	0,51
Vol. 11,15	- 199,29 + 0,64T1 + 0,2T2 - 0,35DL + 1AR(1) - 0,95MA(1) (0,99) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00)	0,47
Vol. 11,30	8,37 + 0,7T1 + 0,26 T2 + 0,3DM + 0,31DX + 0,36DJ + 0,99AR(1) - 0,93MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,48
Vol. 11,45	9,49 + 0,6T1 - 0,3DL + 0,98AR(1) + 0,11AR(2) - 0,09AR(3) - 0,94MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,07) (0,04) (0,00)	0,44
Vol. 12	8,02 + 0,62T1 - 0,33DL + 0,99AR(1) + 0,11AR(2) - 0,11AR(3) - 0,9MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,07) (0,03) (0,00)	0,40
Vol. 12,15	7,53 + 0,71T1 + 0,26DM + 0,23DX + 0,34DJ + 0,98AR(1) - 0,85MA(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00)	0,38

Nota: Ti (i = 1,2,3,): Semanas hasta vencimiento; DL, DM, DX, DJ: *Dummies* días de la semana; Probabilidad entre paréntesis.

ANEXO 2: MODELOS ARMA UTILIZADOS EN CADA FRANJA HORARIA (CONTINUACIÓN)

Hora	Ecuación	R ²
Vol. 12,30	8,19 + 0,57T1 + 0,99AR(1) - 0,91MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,40
Vol. 12,45	7,42 + 0,49T1 + 0,44DM + 0,38DX + 0,38DJ + 0,99AR(1) - 0,89MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,34
Vol. 13	9,38 + 0,46T1 + 0,27DM + 0,37DX + 0,33DJ + 1,04AR(1) - 0,04AR(4) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00) (0,05) (0,00)	0,33
Vol. 13,15	10,06 + 0,41T1 - 0,26DL + 0,43AR(1) + 0,56AR(4) - 0,41MA(1) + 0,05MA(2) - 0,61MA(4) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00) (0,1) (0,00)	0,29
Vol. 13,30	7,17 + 0,49T1 + 0,33DM + 0,31DX + 0,51DJ + 0,99AR(1) - 0,92MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,27
Vol. 13,45	7,44 + 0,42T1 + 0,33DX + 0,37DJ + 1,99AR(1) - 0,94MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,28
Vol. 14	13,8 + 0,38T1 + 0,33DJ + 1,05AR(1) - 0,05 AR(4) - 0,99MA(1) (0,56) (0,00) (0,00) (0,00) (0,03) (0,00)	0,25
Vol. 14,15	9,36 + 0,51T1 + 0,24T2 + 0,22DX + 0,33DJ + 1AR(1) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,03) (0,04) (0,00) (0,00) (0,00)	0,30
Vol. 14,30	9,03 + 0,69T1 + 0,27T2 - 0,39DL + 1,05AR(1) - 0,05AR(5) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00)	0,33
Vol. 14,45	8,89 + 0,67T1 + 0,33T2 - 0,99DL - 0,43DM - 0,38DX + 1,05AR(1) - 0,06AR(5) - 1,01MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,33

Nota: Ti (i = 1,2,3): Semanas hasta vencimiento; DL, DM, DX, DJ: *Dummies* días de la semana; Probabilidad entre paréntesis.

Hora	Ecuación	R ²
Vol. 15	9,35 + 0,81T1 + 0,3T2 - 0,59DL + 1,06AR(1) - 0,17R(5) + 0,11AR(6) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00)	0,38
Vol. 15,15	9,02 + 0,83T1 + 0,27T2 - 0,61DL + 1,04AR(1) - 0,04AR(5) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,02) (0,00) (0,00) (0,04) (0,00)	0,34
Vol. 15,30	9,17 + 0,68T1 + 0,24T2 - 0,25T3 - 0,29DL + 1,05AR(1) - 0,05AR(5) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,05) (0,04) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00)	0,34
Vol. 15,45	10,44 + 0,3T1 - 0,24DL + 1,19AR(1) - 0,16AR(2) - 0,04AR(7) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,02) (0,00)	0,47
Vol. 16	10,51 + 0,22T1 + 0,15DL + 1,22AR(1) - 0,19AR(2) - 0,13AR(9) + 0,11AR(10) - 0,99MA(1) (0,00) (0,00) (0,03) (0,00) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00)	0,50
Vol. 16,15	10,19 + 0,33T1 + 0,21DM + 0,16DX + 0,22DJ + 1,09AR(1) - 0,09AR(4) - 0,98MA(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,03) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,46
Vol. 16,30	9,19 + 0,29T1 - 0,24DL + 0,14DX + 0,99AR(1) - 0,93MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,06) (0,00) (0,00)	0,42
Vol. 16,45	9,33 + 0,27T + 10,19DL + 1,AR(1) - 0,92MA(1) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,48
Vol. 17	10,06 + 0,22DL + 0,35DM + 0,37DX + 0,33DJ + 1,17AR(1) - 0,17AR(5) - 0,98MA(1) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00)	0,44
Vol. 17,15	8,72 + 0,33T2 + 0,20T3 + 0,6DL + 0,68DM + 0,75DX + 0,37DJ + 0,93AR(1) (0,00) (0,00) (0,01) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) (0,00) - 0,15AR(5) + 0,21AR(6) - 0,91MA(1) (0,00) (0,00) (0,01)	0,32

Nota: Ti (i = 1,2,3,): Semanas hasta vencimiento; DL, DM, DX, DJ: *Dummies* días de la semana; Probabilidad entre paréntesis.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Admati, A.R. y P. Pfleiderer (1988): "A theory of intraday patterns: Volume and price variability", *Review of Financial Studies*, 1, págs. 3-40.
- Andersen, T.G. (1996): "Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility", *The Journal of Finance*, 51 (1), págs. 169-204.
- Bessembinder, H. y P.J. Seguin (1992): "Futures-trading activity and stock price volatility", *The Journal of Finance*, 28, (5), págs. 2015-2034.
- Bessembinder, H. y P.J. Seguin (1993): "Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence from futures markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28 (1), págs. 20-39.
- Board, J. y C. Sutcliffe (1990): "Information, volatility, volume and maturity: An investigation of stock index futures", *Review of Futures Markets*, 9 (3), págs. 532-549.
- Brailsford, T.J. (1996): "The empirical relationship between trading volume, returns and volatility", *Accounting and Finance*, 36, págs. 89-111.
- Brock, W. y A.W. Kleidon (1992): "Periodic market closure and trading volume: A model of intraday bids and asks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, págs. 451-489.
- Clark, P.K. (1973): "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices", *Econometrica*, 41 (1), págs. 135-155.
- Chan, K., K.C. Chan y G.A. Karoly (1991): "Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets", *Review of Financial Studies*, 4, págs. 657-684.
- Copeland, T.E. (1976): "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival", *Journal of Finance*, 31, págs. 1149-1168.
- Cornell, B. (1981): "The relationship between volume and price variability in futures markets", *The Journal of Futures Markets*, 1 (3), págs. 303-316.
- Dickey, D y W.A. Fuller (1979) "Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root" *Journal of the American Statistical Association* 74, págs. 427-431.
- Diz, F. y T. Finucane (1993): "The Time Series Properties of Implied Volatility of S&P 100 Index Options". *The Journal of Financial Engineering*, vol. 2,2, págs.127-154.
- Easley, D. y M. O'Hara (1992): "Time and the process of security price adjustments", *Journal of Finance*, 47, págs. 577-605.
- Ekman, P.D. (1992): "Intraday patterns in the S&P 500 index futures markets, *The Journal of Futures Markets*, 12 (4), págs. 365-381.
- Epps, T.W. y M.L. Epps (1976): "The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis", *Econometrica*, 44 (2), págs. 305-321.
- Finnerty, J.E. y H.Y. Park (1988): "Intraday return and volatility patterns in the stock market: Futures versus spot", *Advances in Futures and Options Research*, 3, págs. 57-61.
- Gallant, A. R., Rossi, P. E. y Tauchen, G. (1992): "Stock prices and volume", *The Review of Financial Studies*, 5 (2), págs. 199-242.
- García, P., R.M. Leuthold y H. Zapata (1986): "Lead-lag relationships between trading volume and price variability: New evidence", *The Journal of Futures Markets*, 6 (1), págs. 1-10.
- García, J. (1998): "Volumen y volatilidades en mercados financieros: El caso del mercado de futuros español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 27 (5), págs. 367-393.
- García, J. (1999): "Volume versus GARCH effects reconsidered. an application to the Spanish government bond futures market", *Applied Financial Economics*, 9, págs. 469-475.

- Grammatikos, T. y A. Saunders (1986): "Futures price variability: A test of maturity and volume effects", *Journal of Business*, 59 (2), págs. 317-330.
- Granger, C. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37, págs. 424-438.
- Gulen, H. y S. Mayhew (2000): "Stock Index futures. Trading and volatility in International Equity Markets". *The Journal of Futures Markets*, vol. 20,7, págs.661-685
- Gwilym, O., D. McMillan y Speight (1999): "The intraday relationship between volume and volatility in Liffe Futures Markets". *Applied Financial Economics*, 9, págs. 593-604.
- Harris, L. (1986): "Transaction data test of the mixture of distribution hypothesis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, págs. 127-141.
- Hiemstra, C. y J.D. Jones (1994): "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation", *The Journal of Finance*, 49 (5), págs. 1639-1664.
- Jain, P.C. y G.H. Joh (1988): "The dependence between hourly prices and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23 (3), págs. 269-282.
- Jennings, R.H. y C. Barry (1983) "Information dissemination and portfolio choice", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, págs. 269-284.
- Jennings, R.H., L.T. Starks y J.C. Fellingham (1981): "An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival", *Journal of Finance*, 36 (1), págs. 143-161.
- Karpoff, J.M. (1987): "The relation between price changes and trading volumen: A survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, (1), págs. 109:126.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, *et al.* (1992) "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of unit root" *Journal of Econometrics* 54, págs. 159-178.
- Lamoureux, C.G. y W.D. Lastrapes (1990): "Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects", *Journal of Finance*, 45, págs. 221-229.
- Lockwood, L.J. y S.C. Linn (1990): "An examination of stock market return volatility during overnight and intraday periods: 1964-1989", *Journal of Finance*, 45 (2), págs. 591-601.
- McCarthy, J. y M. Najand (1993): "State space modeling of price and volume dependence: Evidence from currency futures", *The Journal of Futures Markets*, 13 (4), págs. 335-344.
- McInish, T.H. y R.A. Wood (1990): "A transactions data analysis of the variability of common stock returns during 1980-1984", *Journal of Banking and Finance*, 14, págs. 441-458.
- Malliaris, A.G. y J.L. Urrutia (1998): "Volume and price relationships: Hypothesis and testing for agricultural futures", *The Journal of Futures Markets*, 18 (1), págs. 53-72.
- Merrick, J.J. (1987): "Volume determination in stock and stock index futures markets: An analysis of arbitrage and volatility effects", *The Journal of Futures Markets*, 7 (5), págs. 483-496.
- Morse, D. (1980): "Asymmetrical information in securities markets and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analasys*, 15 (4), págs. 1129-1148.
- Najand, M. y K. Yung (1991): "A GARCH examination of the relationship between volume and price variability in futures markets", *The Journal of Futures Markets*, 11 (5), págs. 519-537.
- Nieto, L., A. Fernández y M.J. Muñoz (2000): "Modelización del volumen inesperado en el mercado de futuros sobre Ibex 35", *Actualidad Financiera*, 5(10), págs. 25-36.
- Peterson, D.P. (1990): "A transaction data study of day of the week and intraday patterns in option returns", *Journal of Financial Research*, 8 (2), págs. 117-131.
- Ragunathan, V. y A. Peker (1997): "Price variability, trading volume and market depyh: Evidence from the Australian futures market", *Applied Financial Economics* 7, págs. 447-454.

- Richardson, M. y T. Smith (1994): "A direct test of the mixture of distributions hypothesis: Measuring the daily flow of information", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, págs. 101-116.
- Smirlock, M. y L. Starks (1984): "A transaction approach to testing information arrival models", Working Paper, Washington Univ.
- Speight, A., D. McMillan y O. Gwilym (2000): "Intra-day volatility components in FTSE-100 Stock Index Futures", *The Journal of Futures Markets*, vol. 20,5, págs. 425-444.
- Sutcliffe, C. (1997): *Stock index futures*, 2.º Edición, International Thompson Business Press, Londres.
- Tauchen, G.E. y M. Pitts (1983) "The price variability-volume relationship on speculative markets", *Econometrica*, 51 (2), págs. 485-505.
- Tse, Y. (1999): "Market microstructure of FT-SE 100 Index futures: An Intraday Empirical Analysis", *The Journal of Futures Markets*, vol. 19,1, págs. 31-58.
- Wang, G. y J. Yau (2000): "Trading volume, bid-ask spread, and price volatility in futures markets", *The Journal of Futures Markets*, vol. 20,10, págs. 943-970.
- Wood, R.A., T.H. McNish y J.K. Ord (1985): "An investigation of transaction data for NYSE stocks", *Journal of Finance*, 40 (2), págs. 723-741.
- Yadav, P.K. y P.F. Pope (1992): "Intraweek and intraday seasonalities in stock market risk premia: Cash and futures", *Journal of Banking and Finance*, 16 (1), págs. 233-270.
- Zarraga, A. (1998): "Análisis de causalidad entre rendimientos y volumen", *Investigaciones Económicas*, XXII (1), págs. 45-68.

Fecha de recepción del original: noviembre, 1999

Versión final: noviembre, 2001

ABSTRACT

This paper analysis the intraday relationships between trading volume and price changes in the Ibex 35 futures contract as a result of the arrival of new information to the market using unexpected trading volume as the proxy variable. The analysis focuses initially on the contemporaneous trading volume-price variation relationship finding evidences of a positive, symmetric contemporaneous relationship irrespective of the sign in the price change. This result agrees with the conclusions of theoretical models on speculative markets once those models are adapted for the futures markets characteristics. In the second part, our results confirm that the information flow is made up of different components which have a different impact on price changes, they show that unexpected trading *shocks* have an asymmetric effect on price changes depending on their sign, further unexpected positive *shocks* have a larger impact. Finally, the paper proves the existence of dynamic linear relationships between both variables. This linear causality is bidirectional.

Key words: trading volume, price changes, unexpected trading volume, linear causality, futures markets.

JEL classification: C22, C32, G19.