INVESTIGACIONES ECONÓMICAS. vol XXII (1), 1998, 45-67

ANÁLISIS DE CAUSALIDAD ENTRE RENDIMIENTOS Y VOLUMEN

AINHOA ZARRAGA ALONSO
Universidad del País Vasco

En este trabajo se emplean los contrastes de causalidad lineal y no lineal de Granger para examinar la relación dinámica entre los rendimientos y el volumen diario de 100 activos del mercado continuo de valores español agregados en cinco carteras para el período abril-1990 - enero-1996. Los resultados de los contrastes muestran evidencia de causalidad lineal unidireccional de los rendimientos al volumen para la mayoría de las carteras, mientras que no se encuentra evidencia de causalidad no lineal entre las series. (*JEL* C32,C14,G19)

1. Introducción

En gran parte de la literatura financiera se estudia la relación entre los precios de los activos financieros y el volumen negociado de los mismos (Karpoff (1987) proporciona un resumen completo de las primeras investigaciones existentes sobre la relación contemporánea entre ambas variables). En general, se encuentra evidencia de una correlación positiva bien entre el volumen y el valor absoluto de los cambios en el precio o bien entre el volumen y los cambios en el precio *per se*.

La relación dinámica precio-volumen ha sido igualmente objeto de estudio, generalmente mediante el empleo de los contrastes tradicionales

Me gustaría agradecer a Marta Regúlez y Gonzalo Rubio la dirección de este trabajo de investigación, así como a Jordi Caballé, Francisco Climent, Guillermo Llorente, Esther Ruiz y dos evaluadores anónimos los acertados comentarios aportados. Una versión de este artículo fue presentada en el VIII International Symposium on Applied Stochastic Models and Data Analysis (Capri, junio de 1997), en el European Financial Management Association 6th Annual Meeting (Estambul, junio de 1997), en el XXII Simposio de Análisis Económico (Barcelona, diciembre de 1997), así como en varios seminarios en la Universidad del País Vasco y en la Universidad Carlos III de Madrid. Agradezco los comentarios de los participantes. También me gustaría agradecer la financiación concedida por el Gobierno Vasco para la realización de este trabajo a través de una Beca para Formación de Investigadores. El contenido de este artículo es responsabilidad única de la autora.

de causalidad lineal de Granger que proporcionan información sobre si el conocimiento de precios pasados ayuda a predecir el volumen negociado presente y futuro, o viceversa, ayudando a comprender mejor el comportamiento de los mercados financieros. Smirlock y Starks (1988), Jain y Joh (1988) o Hiemstra y Jones (1994), entre otros, utilizando dichos contrastes, encuentran una relación causal de los rendimientos hacia el volumen, mientras que la relación en el sentido inverso es muy débil o no existe.

Sin embargo, Hiemstra y Jones (1994) ilustran con un ejemplo cómo los contrastes tradicionales de causalidad lineal pueden no detectar relaciones causales no lineales significativas entre las variables. En dicho ejemplo presentan un modelo bivariante no lineal donde las correlaciones cruzadas y autocorrelaciones de las variables son cero, por lo que, los contrastes tradicionales de Granger no detectan la relación dinámica entre las variables[1]. Es por ello que en su artículo analizan la relación de causalidad no lineal entre las variables, encontrando no sólo que los rendimientos causan no linealmente al volumen sino que la relación también existe en el sentido inverso, lo cual pone de manifiesto la importancia de utilizar los contrastes de causalidad tanto lineal como no lineal en el estudio de la relación causal entre volumen y rendimientos. Por otro lado, Gallant *et al.* (1992) emplean funciones de impulso respuesta no lineales obteniendo evidencia de fuertes impactos no lineales de los rendimientos retardados al volumen negociado actual y futuro, mientras que la evidencia en el sentido inverso es débil.

A pesar de la evidencia de la relación precio-volumen, la investigación teórica existente no proporciona una respuesta definitiva para el comportamiento de los precios y el volumen en el mercado financiero. Son diversos los modelos que tratan de captar la relación no sólo contemporánea sino también dinámica, si bien las predicciones que de ellos se desprenden son variadas.

Por un lado, el modelo de llegada de información secuencial de Copeland (1976) parte de un equilibrio en el que todos los individuos tienen el mismo conjunto de información. La llegada de nueva información al mercado hace que cada individuo, según recibe la información, reaccione modificando su curva de demanda hasta que, finalmente, cuando todos los individuos han recibido la información, se establece un nuevo equilibrio. Este modelo sugiere una relación contemporánea positiva

[1] Véase Hiemstra y Jones (1994), p.1645.

entre el volumen y los rendimientos e igualmente, los rendimientos retardados pueden predecir el volumen actual o viceversa.

Por otro lado, Lakonishok y Smidt (1989) explican la relación entre rendimientos y volumen a través de motivos para la negociación relacionados con impuestos, lo cual se reflejaría en un comportamiento estacional en dicha relación, así como a través de otros motivos como la realización de ganancias y pérdidas para obtener unos resultados contables favorables o restablecer la diversificación de la cartera ante cambios en el precio. Los motivos relacionados con impuestos sugieren una relación dinámica negativa de los rendimientos al volumen, mientras que algunos motivos no relacionados con impuestos sugieren una relación dinámica positiva.

La "hipótesis de la mezcla de distribuciones" de Epps y Epps (1976), donde los cambios en los precios diarios se obtienen de un conjunto de distribuciones caracterizadas por diferentes varianzas, ofrece una explicación para la relación contemporánea positiva entre rendimientos y volumen e igualmente, para una relación causal positiva del volumen a los rendimientos. Más recientemente, Lamoureux y Lastrapes (1994), Richardson y Smith (1994) y Andersen (1996), entre otros, buscan en el modelo de mezcla el marco teórico que permita utilizar el volumen para entender el comportamiento del mercado, aunque no siempre se encuentra evidencia que acepte la hipótesis de la mezcla de distribuciones.

Recientemente, diversos autores han centrado su interés en la dinámica no lineal entre rendimientos y volumen debido a las fluctuaciones observadas en los mercados financieros. Los modelos no lineales generan tipos de comportamiento más ricos, que no siempre son captados por los modelos lineales. Campbell *et al.* (1993) captan la no linealidad que puede existir en la relación entre volumen y autocorrelación de los rendimientos y desarrollan un modelo con dos clases de inversores encontrando evidencia empírica de que la autocorrelación de los rendimientos es más fuerte cuando el volumen del día anterior es mayor.

Este trabajo estudia la relación dinámica entre rendimientos y volumen mediante los contrastes de causalidad tanto lineal como no lineal de Granger. En el primer caso se utilizan los contrastes tradicionales de causalidad en el sentido de Granger, mientras que en el segundo caso se emplea el procedimiento que presentan Hiemstra y Jones (1994). Para ello, se parte de datos diarios de los precios, rendimientos y volu-

men negociado de 100 activos del mercado continuo de valores español, agregados en cinco carteras en función del volumen. El análisis de causalidad se lleva a cabo entre las series de rendimientos y volumen, que son estacionarias, a las cuales se ha eliminado los efectos estacionales significativos tanto diarios como mensuales. Los resultados de los contrastes obtenidos en este trabajo pueden ser útiles para posteriores trabajos empíricos y teóricos sobre el mercado financiero, puesto que sirven para descartar varias de las teorías presentadas en esta introducción como posibles explicaciones de la relación precio-volumen.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan los datos utilizados para el análisis empírico, así como el procedimiento seguido para la formación de las cinco carteras y las transformaciones realizadas para eliminar los efectos estacionales de las series estacionarias. En la Sección 3 se expone la metodología empleada para el análisis de causalidad lineal y no lineal entre rendimientos y volumen. En la Sección 4, se presentan los resultados obtenidos en el análisis empírico de causalidad entre las series. El trabajo finaliza con la Sección 5, donde se resumen las principales ideas, así como las conclusiones a las que se llega.

2. Datos

Para este trabajo se ha seleccionado una muestra de 100 activos financieros del mercado continuo de valores español[2]. Se utilizan datos diarios del logaritmo del precio (P_t) y del volumen (V_t) de los activos, siendo el primero el precio de cierre y el último el número de títulos negociados.

En términos de capitalización, la muestra representa el 94.2% de los valores que componen el índice de cotización de la Bolsa de Madrid del año 1996. Así mismo, supone cerca del 68% del total de capitalización de mercado en el año 1995. Ambos datos ponen de manifiesto la representatividad de la muestra para llevar a cabo el análisis empírico de causalidad.

El período muestral considerado va del 19-04-1990 al 29-01-1996, lo cual supone un total de 1453 observaciones de precio y volumen para cada activo. Sin embargo, no todos los activos financieros están

[2] 23 de los activos pertenecen al grupo de la banca, 13 al de cementos y construcciones, 12 al de gas-eléctricas, 8 al de alimentación, 8 al de papel y textiles, 7 al de metales básicos, 7 al de inmobiliaria, 6 al de maquinaria, 5 al de químicas, 5 al de servicios, 4 al de comunicaciones y 2 al de inversión mobiliaria.

presentes en el mercado durante todo el período muestral ya que algunos se incorporan al mercado con posterioridad al 19-04-1990, dejan de negociarse en el mercado con anterioridad al 29-01-1996 o incluso se suspenden temporalmente las cotizaciones de los activos reincorporándose posteriormente al mercado. En este trabajo se ha considerado que cuando un activo presenta volumen nulo durante más de cinco días consecutivos es porque se ha suspendido su cotización en el mercado durante ese tiempo para reincorporarse posteriormente o abandonar definitivamente el mercado financiero, con lo cual no se dispondría de datos para ese activo durante dicho período de tiempo. Por otra parte, dado que los datos son diarios, puede existir contratación asíncrona, de forma que las transacciones de los activos se realicen en momentos diferentes del día dando lugar a que no todos los activos se negocien todos los días. Por ello, se ha considerado que aquellos activos con un volumen nulo durante cinco o menos días consecutivos están afectados por este tipo de fricciones de mercado y, por tanto, las observaciones correspondientes al volumen de esos días se incluyen en la muestra como ceros. En este caso, las observaciones del precio serán las del último día en que ha habido negociación.

Dado el gran número de activos financieros disponibles y teniendo en cuenta que no se dispone de datos durante todo el período muestral para todos ellos, se ha procedido a la formación de 5 carteras con aproximadamente el mismo número de activos en cada una de ellas, utilizando la mayor parte posible de información disponible. La formación de las carteras se ha realizado en función del volumen negociado de los activos, empleando el procedimiento que a continuación se describe.

En primer lugar, se han tomado todos aquellos activos para los cuales la muestra es completa durante el año 1990 y se ha calculado el volumen total (suma del volumen diario durante el año 1990) de cada uno de ellos para clasificarlos de menor a mayor volumen en 5 carteras. De esta forma, la cartera 1 está compuesta por aquellos activos con muestra completa en el año 1990 y cuyo volumen es el menor dentro de la clasificación de los activos según su volumen total. Análogamente, la cartera 5 está formada por aquellos activos con muestra completa durante el año 1990 y cuyo volumen total es el mayor dentro de la clasificación. Una vez formadas las 5 carteras según las observaciones de 1990, los datos del año 1991 que se utilizan para el análisis empírico se calculan como el promedio equiponderado del volumen y precio para cada día de 1991 de aquellos activos dentro de una misma car-

tera. El procedimiento se ha repetido, separadamente, para los años restantes de la muestra, es decir, se han formado carteras en función del volumen total de aquellos activos con muestra completa para los años 1991, 1992, 1993, 1994 y 1995 utilizando luego dichas clasificaciones para calcular el promedio del precio y del volumen diarios de los activos que forman cada cartera para los años 1992, 1993, 1994, 1995 y 1996, respectivamente[3].

Asímismo, a partir de la serie inicial de precios e incorporando correcciones por los dividendos y ampliaciones de capital, se ha construido la serie de rendimientos de la siguiente manera:

$$R_t = ln(P_t + D_t + S_t) - ln(P_{t-1}), \qquad [1]$$

donde R_t es el rendimiento correspondiente al día t, D_t son los dividendos correspondientes al mismo día y S_t los derechos de suscripción también para el día t. A continuación, se ha construido la serie de rendimientos para cada cartera y para cada año calculando el promedio diario del rendimiento de aquellos activos dentro de cada cartera formada, basándose en los datos del volumen del año anterior. De esta forma, se obtienen 1278 observaciones diarias para 5 series de precios, 5 de volumen y 5 de rendimientos para el período comprendido entre el 02-01-1991 y el 29-01-1996[4].

Aunque no se presenta en este trabajo, se ha realizado un análisis preliminar univariante de la estacionariedad de las series de precios, rendimientos y volumen, por un lado, y de la estacionalidad de las series de rendimientos y volumen, por otro. Para el análisis de estacionariedad se han utilizado los contrastes de raíces unitarias de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado, Phillips y Perron, y Dickey y Pantula, observándose que las series del volumen y de los rendimientos son estacionarias para las cinco carteras mientras que la del precio es integrada de orden uno[5].

[3] Nótese que para que los activos con muestra completa en un año considerado sean incluidos en alguna de las carteras han de tener también la muestra completa durante el año siguiente ya que serán los datos de este año los que se utilicen para calcular el promedio del precio y volumen diarios. De acuerdo con el procedimiento empleado, en el análisis empírico se utilizan datos correspondientes a 99 de los 100 activos disponibles, ya que para uno de ellos tan sólo se tiene muestra completa durante el año 1993.

[4] Los gráficos de las series, así como los activos que componen la muestra y su clasificación en carteras, pueden solicitarse a la autora.

[5] Los contrastes se han realizado incluyendo diferentes números de retardos, así como

Con el fin de analizar la relación causal entre series estacionarias, en el análisis empírico posterior realizado en este trabajo se utilizan las series de rendimientos y volumen, que son estacionarias para las cinco carteras[6].

Tras un análisis de los efectos estacionales diarios y mensuales de las series de rendimientos y volumen utilizando un procedimiento en parte similar al de Peiró (1994), se han eliminado las estacionalidades significativas empleando el método en dos pasos de Gallant *et al.* (1992), que se explica a continuación.

En un primer paso, se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la llamada Ecuación de la Media, que, para el caso de los rendimientos, es de la forma:

$$R_t = \alpha + D_t\beta_R + \epsilon_t, \qquad [2]$$

donde α es un término constante y D_t denota el vector de variables dummies que recogen los distintos días de la semana (de martes a viernes) y meses del año (de febrero a diciembre).

En un segundo paso se estima por MCO la Ecuación de la Varianza:

$$ln(\hat{\epsilon}_t^2) = \delta + D_t\gamma_R + \nu_t, \qquad [3]$$

donde δ es un término constante. Este segundo paso se utiliza para estandarizar los residuos de la ecuación de la media dando lugar a la serie de rendimientos transformada siguiente:

$$R_t^* = a + b\left(\frac{\hat{\epsilon}_t}{exp(D_t\hat{\gamma}_R/2)}\right) \qquad [4]$$

Los parámetros a y b son tales que las medias y varianzas muestrales de R_t^* y R_t son las mismas. Con esta transformación lineal llevada a cabo por Gallant *et al.* (1992) se consigue que las unidades de medida de las series iniciales y de las transformadas sean las mismas facilitando la interpretación de los resultados empíricos posteriores. La transformación de las series de volumen se realiza de manera análoga

con tendencia y sin ella, no encontrando variaciones significativas en los resultados. Los resultados pueden obtenerse solicitándolos a la autora.

[6] Hiemstra y Jones (1994) encuentran que, para los datos que utilizan, tanto la serie del volumen como la de precios son integradas de orden uno, por lo que en su análisis empírico utilizan las series de rendimientos y cambios porcentuales en el volumen negociado, que son estacionarias.

obteniendo la serie desestacionalizada lnV_t^* para cada cartera. En el Apéndice aparecen los gráficos de las series de rendimientos y volumen desestacionalizadas para las cinco carteras.

Una vez obtenidas las series de rendimientos y volumen ajustadas por los efectos estacionales diarios y mensuales, R_t^* y lnV_t^*, se realizan los análisis de causalidad lineal y no lineal entre ambas series, detallado en las siguientes secciones.

3. Metodología

En esta sección se explica la metodología empleada para llevar a cabo los contrastes de causalidad lineal y no lineal entre los rendimientos y el volumen de cada cartera.

3.1 Causalidad lineal en el sentido de Granger

El concepto de causalidad de Granger se basa en la idea de que la causa es anterior al efecto, por tanto, si una serie temporal $\{Y_t\}$ causa a otra $\{X_t\}$, las predicciones que se hagan sobre la última serán mejores si se tiene en cuenta la información de $\{Y_t\}$. La causalidad puede ser estricta cuando el pasado de una serie temporal influye en el presente y futuro de otra serie, o instantánea cuando, en el período t, añadir Y_{t+1} al conjunto de información mejora la predicción de X_{t+1}.

En este trabajo sólo se considera la causalidad estricta en el sentido de Granger, cuya definición se especifica a continuación. Sea Ω_t el conjunto de información disponible en el momento t, $X_t(h|\Omega_t)$ el predictor óptimo, en el sentido de menor error cuadrático medio, de X h períodos hacia delante con la información disponible en t, y sea $\Sigma_X(h|\Omega_t)$ el correspondiente error cuadrático medio de la predicción. Se dice que el proceso Y_t causa linealmente, en el sentido de Granger, al proceso X_t si:

$$\Sigma_X(h|\Omega_t) < \Sigma_X(h|I_t), \qquad [5]$$

para al menos un $h : 1, 2, ...$ y donde I_t es el conjunto de información Ω_t salvo $\{Y_s/s \leq t\}$.

Para contrastar la causalidad lineal en el sentido de Granger entre las series R_t^* y lnV_t^* se especifica un modelo VAR bivariante de la forma:

$$\begin{aligned} R_t^* &= \alpha + B_{11}(L)R_t^* + B_{12}(L)lnV_t^* + U_t \qquad [6] \\ lnV_t^* &= \delta + B_{21}(L)R_t^* + B_{22}(L)lnV_t^* + W_t \end{aligned}$$

para $t = 1, 2, \ldots$, donde α y δ son términos constantes, $B_{ij}(L)$ para $i, j = 1, 2$ son polinomios de retardos del mismo orden, el cual se determina de acuerdo con una serie de criterios explicados en la siguiente sección y U_t y W_t son las perturbaciones aleatorias correspondientes.

Una vez especificado el modelo VAR, se analiza la causalidad lineal de R_t^* a lnV_t^* y viceversa mediante un contraste conjunto de restricciones de exclusión. La hipótesis nula de que R_t^* no causa a lnV_t^* se rechaza si los coeficientes de los elementos de $B_{21}(L)$ son, de manera conjunta, significativamente distintos de cero. Análogamente, se dice que lnV_t^* causa a R_t^* si los coeficientes de los elementos de $B_{12}(L)$ son, de manera conjunta, significativamente distintos de cero. En el caso de existir causalidad de Granger en ambas direcciones se dice que hay causalidad bidireccional.

3.2 Causalidad no lineal en el sentido de Granger

El procedimiento empleado en este trabajo para detectar relaciones no lineales entre series temporales es el mismo que emplean Hiemstra y Jones (1994) en su artículo y para los mismos casos analizados por ellos. Los contrastes de causalidad no lineal llevados a cabo por Hiemstra y Jones (1994) están basados en el método estadístico no paramétrico propuesto por Baek y Brock (1992) para detectar relaciones causales no lineales que, por construcción, no se pueden detectar con los contrastes tradicionales de causalidad lineal. Sin embargo, Hiemstra y Jones (1994) modifican dicho método relajando el supuesto de que las series a analizar sean mutuamente independientes e individualmente independientes e idénticamente distribuidas permitiendo que cada serie tenga dependencia temporal débil[7]. Aplican el método de Baek y Brock (1992) a los residuos del VAR estimado (ecuaciones [6]), ya que mediante el modelo lineal VAR se elimina el poder predictivo lineal dando lugar a que cualquier poder predictivo adicional de una serie de residuos hacia la otra pueda considerarse como poder predictivo no lineal. Este procedimiento es el que a continuación se explica.

Sean $\{U_t\}$ y $\{W_t\}$, $t = 1, 2, \ldots$ dos series temporales débilmente dependientes y estrictamente estacionarias. Sean:

[7] Los procesos débilmente dependientes presentan una dependencia temporal a corto plazo, que decae a una tasa suficientemente rápida.

$$\begin{aligned}
\mathbf{U}_t^m &\equiv (U_t, U_{t+1}, \ldots, U_{t+m-1}), \\
m &= 1, 2, \ldots, \quad t = 1, 2, \ldots \\
\mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} &\equiv (U_{t-Lu}, U_{t-Lu+1}, \ldots, U_{t-1}), \\
Lu &= 1, 2, \ldots, \quad t = Lu+1, Lu+2, \ldots \\
\mathbf{W}_{t-Lw}^{Lw} &\equiv (W_{t-Lw}, W_{t-Lw+1}, \ldots, W_{t-1}), \\
Lw &= 1, 2, \ldots, \quad t = Lw+1, Lw+2, \ldots,
\end{aligned} \qquad [7]$$

el vector de m adelantos de U_t, y los vectores de Lu y Lw retardos de U_t y W_t, respectivamente.

Dados los valores para m, Lu y $Lw \geq 1$ y para $e > 0$, W no causa estrictamente en el sentido de Granger a U si:

$$\begin{aligned}
& Pr\left(\begin{array}{c} \| \mathbf{U}_t^m - \mathbf{U}_s^m \| < e \, \| \| \mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{Lu} \| < e, \\ \| \mathbf{W}_{t-Lw}^{Lw} - \mathbf{W}_{s-Lw}^{Lw} \| < e \end{array} \right) \\
= \; & Pr\left(\| \mathbf{U}_t^m - \mathbf{U}_s^m \| < e \, \| \| \mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{Lu} \| < e \right),
\end{aligned} \qquad [8]$$

donde $Pr(\cdot)$ y $\| \, \|$ denotan la probabilidad y la norma máxima, respectivamente[8]. La condición [8] indica que la probabilidad de que dos vectores de m adelantos de $\{U_t\}$ estén dentro de una distancia e condicionada a que los correspondientes vectores de Lu retardos de $\{U_t\}$ y Lw retardos de $\{W_t\}$ estén dentro de esa distancia e es igual a la probabilidad de que dos vectores de m adelantos de $\{U_t\}$ estén dentro de una distancia e uno del otro condicionada a que los correspondientes vectores de Lu retardos estén dentro de esa misma distancia.

Hiemstra y Jones (1994) expresan las probabilidades condicionadas de la ecuación [8] en términos de los correspondientes ratios de probabilidades conjuntas obteniendo la siguiente condición de no causalidad estricta[9]:

$$\frac{C1(m+Lu, Lw, e)}{C2(Lu, Lw, e)} = \frac{C3(m+Lu, e)}{C4(Lu, e)}, \qquad [9]$$

[8] Tal y como se especifica en el artículo de Hiemstra y Jones (1994), la norma máxima para $\mathbf{Z} \equiv (Z_1, Z_2, \ldots, Z_K) \in \mathcal{R}^K$ se define como $max(Z_\imath), \imath = 1, 2, \ldots, K$.

[9] En el paso de la ecuación [8] a la [9] se hace uso de la definición de probabilidad condicionada: $Pr(A|B) = \frac{Pr(A \cap B)}{Pr(B)}$. Además, se utiliza la siguiente igualdad: $Pr\left(\| \mathbf{U}_t^m - \mathbf{U}_s^m \| < e, \| \mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{Lu} \| < e\right) = Pr\left(\| \mathbf{U}_{t-Lu}^{m+Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{m+Lu} \| < e\right)$.

dados los valores de m, Lu y $Lw \geq 1$ y $e > 0$ y donde las probabilidades conjuntas se definen como:

$$\begin{aligned}
C1(m+Lu, Lw, e) &\equiv Pr\left(\begin{array}{c} \| \mathbf{U}_{t-Lu}^{m+Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{m+Lu} \| < e, \\ \| \mathbf{W}_{t-Lw}^{Lw} - \mathbf{W}_{s-Lw}^{Lw} \| < e \end{array} \right), \\
C2(Lu, Lw, e) &\equiv Pr\left(\begin{array}{c} \| \mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{Lu} \| < e, \\ \| \mathbf{W}_{t-Lw}^{Lw} - \mathbf{W}_{s-Lw}^{Lw} \| < e \end{array} \right), \qquad [10] \\
C3(m+Lu, e) &\equiv Pr\left(\| \mathbf{U}_{t-Lu}^{m+Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{m+Lu} \| < e \right), \\
C4(Lu, e) &\equiv Pr\left(\| \mathbf{U}_{t-Lu}^{Lu} - \mathbf{U}_{s-Lu}^{Lu} \| < e \right).
\end{aligned}$$

Para realizar los contrastes basados en la condición [9], utilizan los estimadores de las probabilidades conjuntas de las ecuaciones [10]. Sean $\{u_t\}$ y $\{w_t\}$ para $t = 1, 2, \ldots, T$, las series de realizaciones de U y W y sean $\{\mathbf{u}_t^m\}$, $\{\mathbf{u}_{t-Lu}^{Lu}\}$ y $\{\mathbf{w}_{t-Lw}^{Lw}\}$ los vectores de m adelantos y Lu retardos de $\{u_t\}$ y el vector de Lw retardos de $\{w_t\}$, respectivamente. Sea $I(\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, e)$ un kernel con valor igual a la unidad si dos vectores $\mathbf{Z}_1$ y $\mathbf{Z}_2$ están dentro de la distancia de la norma máxima e uno del otro, y cero en caso contrario. Teniendo en cuenta estas definiciones, los estimadores de las probabilidades conjuntas de las ecuaciones [10] pueden expresarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
\hat{C}1(m+Lu, Lw, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t<s} \sum I(\mathbf{u}_{t-Lu}^{m+Lu}, \mathbf{u}_{s-Lu}^{m+Lu}, e) \\
&\quad \cdot I(\mathbf{w}_{t-Lw}^{Lw}, \mathbf{w}_{s-Lw}^{Lw}, e) \\
\hat{C}2(Lu, Lw, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t<s} \sum I(\mathbf{u}_{t-Lu}^{Lu}, \mathbf{u}_{s-Lu}^{Lu}, e) \\
&\quad \cdot I(\mathbf{w}_{t-Lw}^{Lw}, \mathbf{w}_{s-Lw}^{Lw}, e) \qquad [11] \\
\hat{C}3(m+Lu, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t<s} \sum I(\mathbf{u}_{t-Lu}^{m+Lu}, \mathbf{u}_{s-Lu}^{m+Lu}, e) \\
\hat{C}4(Lu, e, n) &\equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t<s} \sum I(\mathbf{u}_{t-Lu}^{Lu}, \mathbf{u}_{s-Lu}^{Lu}, e)
\end{aligned}$$

$$t, s = \max(Lu, Lw) + 1, \ldots, T - m + 1, \quad n = T + 1 - m - \max(Lu, Lw).$$

Finalmente, utilizando los estimadores de probabilidad conjunta de las ecuaciones [11] se tiene que, dados los valores de m, Lu y $Lw \geq 1$ y

$e > 0$, si $\{W_t\}$ no causa estrictamente, en el sentido de Granger, a $\{U_t\}$ entonces:

$$\sqrt{n}\left(\frac{\hat{C}1(m+Lu,Lw,e,n)}{\hat{C}2(Lu,Lw,e,n)} - \frac{\hat{C}3(m+Lu,e,n)}{\hat{C}4(Lu,e,n)}\right) \quad [12]$$
$$\overset{a}{\sim} \mathcal{N}\left(0,\sigma^2(m,Lu,Lw,e)\right),$$

donde $\sigma^2(m,Lu,Lw,e)$ y un estimador consistente de éste vienen dados en el artículo de Hiemstra y Jones (1994)[10]. Tal y como se explica en dicho artículo, un valor significativamente positivo del estadístico de la ecuación [12] indica la existencia de una relación de causalidad no lineal de W a U, es decir, del volumen a los rendimientos, ya que los valores retardados de W ayudan a predecir U. Por el contrario, un valor significativamente negativo de dicho estadístico indica que los valores retardados de W no ayudan a predecir U sino que confunden dichas predicciones[11] y, por tanto, los rendimientos no causan al volumen.

Los contrastes de causalidad no lineal para los datos agregados en carteras se realizan aplicando el estadístico de la ecuación [12] a las series de residuos estandarizados estimados del modelo VAR (ecuaciones [6]) seleccionado para cada cartera. La hipótesis nula contrastada es la ausencia de causalidad no lineal. Al igual que Hiemstra y Jones (1994), se toma $m = 1$ adelanto y $Lu = Lw = 1,\ldots,8$ retardos. En todos los casos se considera un parámetro de escala común $e = 1.5\sigma = 1.5$, dado que las series están estandarizadas[12].

4. Resultados

En esta sección se exponen los resultados obtenidos en los contrastes de causalidad lineal y no lineal realizados para las series de rendimientos y volumen según los procedimientos explicados en la sección anterior. Para ello, en primer lugar se determina el orden del modelo $VAR(p)$ no restringido para cada cartera.

[10] En consecuencia, el procedimiento por el cual se obtiene el estimador de la varianza, así como su expresión concreta, no se presentan en este trabajo.

[11] Es por ello que Hiemstra y Jones (1994) proponen realizar el contraste de causalidad evaluando el estadístico para los valores críticos de la cola derecha.

[12] Hiemstra y Jones (1994) eligen los valores de m, Lu, Lw y e ateniéndose a un estudio previo (Hiemstra y Jones (1993)). En este estudio encuentran que el test de causalidad no lineal es robusto a la presencia de cambios estructurales en las series y a la correlación contemporánea en los errores del VAR. Hiemstra y Jones (1994) también analizan la causalidad no lineal para $e = 1.0\sigma$ y $e = 0.5\sigma$, encontrando resultados similares.

Existe una gran variedad de criterios para la selección del orden de un modelo VAR. En este trabajo se han utilizado el Criterio del Error de Predicción Final, $FPE(p)$, el Criterio de Información de Akaike, $AIC(p)$, el Criterio de Hannan-Quinn, $HQ(p)$, y el Criterio de Schwarz, $SC(p)$. Cada uno de estos criterios selecciona el número de retardos p de manera que se minimiza la expresión correspondiente[13].

Sin embargo, al no existir unanimidad entre los diferentes criterios a la hora de la elección de los retardos y teniendo en cuenta que ningún criterio es superior al resto para todos los casos, sino que depende de los objetivos que se persigan, en este trabajo se ha elegido aquel número de retardos para el cual exista más consenso entre los criterios y que además los residuos del modelo VAR, para dicho número de retardos, sean ruido blanco[14]. De esta forma, para cada una de las carteras se ha elegido el número de retardos que selecciona el criterio AIC ya que para el resto de los casos los residuos de los modelos seleccionados no son ruido blanco. Por tanto, para la primera cartera se eligen 17 retardos, para la segunda y quinta 14 retardos, para la tercera 21 y para la cuarta 13.

Por otro lado, teniendo en cuenta que el criterio AIC tiende a sobreparametrizar los modelos, se ha determinado el número de retardos a partir del cual los residuos del modelo VAR para cada cartera son ruido blanco. En este caso se han obtenido 14 retardos para la primera cartera, 7 para la segunda, 16 para la tercera, 10 para la cuarta y 8 retardos para la cartera quinta. El análisis de causalidad lineal para todas las carteras se ha realizado utilizando dichos retardos obteniéndose unos resultados muy similares a los del caso en que se toman los retardos que determina el criterio AIC. Así mismo, se ha realizado el análisis de causalidad no lineal del volumen a los rendimientos para la cartera 5 y para uno de los casos presentados en el apartado 4.2, obteniéndose resultados muy parecidos[15]. Por ello, puede considerarse que los resultados del análisis de causalidad no varían de manera importante al tomar un número de retardos menor al que determina el criterio AIC. De acuerdo con estos resultados, en este trabajo se ha realizado el análisis de causalidad para el modelo VAR que determina el criterio AIC para cada cartera.

[13] La expresión concreta para cada criterio puede encontrarse en Lütkepohl (1991)

[14] Para comprobar si los residuos son ruido blanco se ha utilizado el estadístico Q de Ljung-Box. Los resultados no se presentan aunque pueden obtenerse solicitándolos a la autora.

[15] Los resultados de este análisis pueden obtenerse solicitándolos a la autora.

Antes de analizar la relación dinámica entre el volumen y los rendimientos, se ha efectuado la regresión del volumen actual sobre el rendimiento también actual para cada cartera, estimando la matriz de varianzas y covarianzas de acuerdo con Newey y West (1987). Los resultados de este análisis aparecen en el Cuadro 1 y muestran una clara relación contemporánea positiva y significativa entre el volumen y los rendimientos, para todas las carteras. Tal y como se presenta en la introducción de este trabajo, en estudios anteriores varios autores han encontrado la misma relación, compatible con las explicaciones teóricas presentadas, si bien los procedimientos que emplean para ello son diversos.

CUADRO 1
Relación contemporánea entre rendimientos y volumen:
$lnV_t^* = \alpha + \beta R_t^* + \epsilon_t$

Coeficiente	Cartera 1	Cartera 2	Cartera 3	Cartera 4	Cartera 5
$\hat{\alpha}$	6.3714	8.4717	9.7253	10.826	12.372
Desv. típica	(0.024)	(0.023)	(0.021)	(0.018)	(0.016)
$\hat{\beta}$	15.371	6.8684	3.9004	5.7976	6.2299
Desv. típica	(3.532)	(2.036)	(1.743)	(1.307)	(1.357)

Este trabajo se centra, no obstante, en el análisis de la relación dinámica entre las series, cuyos resultados se muestran en los siguientes apartados.

4.1 Causalidad lineal en el sentido de Granger

El Cuadro 2 recoge los resultados de los contrastes de causalidad lineal, en el sentido de Granger, de los rendimientos al volumen y viceversa para cada cartera. En cada caso aparece el valor del estadístico $\mathcal{F}$ con sus correspondientes grados de libertad, así como el nivel de significación entre paréntesis.

Los resultados de los contrastes muestran que, para las carteras 1, 3 y 4, se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos no causan al volumen para un nivel de significación del 5%, es decir, existe una causalidad lineal unidireccional de los rendimientos al volumen, de manera que los rendimientos pasados influyen en el volumen negociado presente y futuro. Este resultado coincide con el obtenido por Hiemstra y Jones (1994), ya que encuentran evidencia de una causalidad unidireccional de los rendimientos de los activos a los cambios del volumen para las dos submuestras consideradas, mientras que para un

nivel de significación del 5% no rechazan la hipótesis nula de que los cambios en el volumen no causan a los rendimientos en ninguna de las dos submuestras (aunque para un nivel de significación del 6% la rechazan en la primera submuestra analizada).

CUADRO 2
Contrastes de Causalidad lineal de Granger

	H_0: El volumen no causa a los rendimentos	H_0. Los rendimientos no causan al volumen
Cartera 1	$\mathcal{F}_{(17,1226)}$=0.7686 (0.730)	$\mathcal{F}_{(17.1226)}$=1.7790 (0.025)
Cartera 2	$\mathcal{F}_{(14.1235)}$=1.5230 (0.095)	$\mathcal{F}_{(14.1235)}$=0.8943 (0.564)
Cartera 3	$\mathcal{F}_{(21,1214)}$=1.1451 (0.293)	$\mathcal{F}_{(21,1214)}$=1.8794 (0.009)
Cartera 4	$\mathcal{F}_{(13,1238)}$=1.0413 (0.408)	$\mathcal{F}_{(13\ 1238)}$=2.3057 (0.005)
Cartera 5	$\mathcal{F}_{(14.1235)}$=1.0021 (0.448)	$\mathcal{F}_{(14,1235)}$=1.5621 (0.083)

Por otra parte, para las carteras 2 y 5 no se rechaza ninguna de las dos hipótesis nulas contrastadas para un nivel de significación del 5%, por lo que no existe causalidad de Granger en ninguna dirección para dichas carteras. Sin embargo, cabe destacar que, para un nivel de significación del 10%, se rechaza la hipótesis nula de que los rendimientos no causan al volumen para la cartera 5 y, para el mismo nivel de significación, se rechaza la hipótesis nula de que el volumen no causa a los rendimientos para la cartera 2.

Por tanto, los resultados obtenidos en los contrastes tradicionales de causalidad lineal de Granger indican que, para un nivel de significación del 10%, existe una causalidad lineal, en el sentido de Granger, unidireccional de los rendimientos al volumen para todas las carteras, salvo para la segunda, donde la causalidad aparece en el sentido inverso, es decir, del volumen a los rendimientos.

Cabe destacar que, para la mayoría de las carteras (salvo la cartera 2), son los retardos más recientes del rendimiento los más significativos a la hora de explicar el volumen, siendo en todos los casos una relación positiva. De manera más concreta, para las carteras 1 y 5 el rendimiento del día anterior es el más significativo para explicar el volumen actual, seguido por el rendimiento retardado 9 días. Para la cartera

3, el rendimiento retardado 9 días es el más significativo seguido por el rendimiento del día anterior, aunque la significación de ambas variables es prácticamente la misma. Para la cartera 4 el rendimiento retardado 8 días parece ser el más importante en la explicación del volumen actual, seguido de los rendimientos de 1 y 3 días anteriores. Por último, para la cartera 2, es el volumen retardado 2 días el más significativo para explicar el rendimiento actual.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos para la mayoría de las carteras, podría afirmarse que en el mercado continuo de valores español existe una relación causal lineal de los rendimientos hacia el volumen, de manera que períodos con un rendimiento elevado serán probablemente seguidos por períodos con un alto volumen de negociación. Además, las variaciones en el rendimiento no sólo van a hacer que el volumen reaccione en el período inmediatamente posterior sino que también será probable una reacción en el volumen negociado en los períodos subsiguientes; en concreto, en el de 8 ó 9 días posteriores. Este resultado parece indicar que los agentes que participan en el mercado de valores español siguen el comportamiento de los precios en el mercado (y por tanto el de los rendimientos) en el tiempo para obtener información y aprender. Al igual que la secuencia de precios revela información, la propia combinación del precio y el volumen podría proporcionar información al mercado, con lo cual el conocimiento de rendimientos pasados, así como el volumen negociado en períodos anteriores podría ayudar a predecir el volumen futuro, explicándose de esta forma una relación causal de los rendimientos al volumen.

Los resultados obtenidos son compatibles con varias de las explicaciones ofrecidas en la introducción de este trabajo y que sugieren una relación causal de los rendimientos al volumen. En concreto, algunos motivos no relacionados con impuestos sugeridos por Lakonishok y Smidt (1989) como la recomposición de la cartera ante cambios en los precios, así como el modelo de llegada de información secuencial de Copeland (1976) donde la nueva información llega al mercado de manera secuencial produciéndose un nuevo equilibrio una vez todos los individuos reciben la información, podrían ser explicaciones válidas para la relación causal encontrada en el mercado de valores español. Sin embargo, la hipótesis de la mezcla de distribuciones de Epps y Epps (1976), que sugiere una relación dinámica del volumen a los rendimientos, es descartada, de acuerdo con los resultados obtenidos para la mayoría de las carteras, como posible explicación del funcionamiento del mercado financiero español.

CUADRO 3
Contrastes de Causalidad no lineal de Granger

	H_0: El volumen no causa a los rendimientos		H_0: Los rendimientos no causan al volumen	
Lu=Lw	Dif.	Est.	Dif.	Est.
Cartera 1				
1	-0.00041	-0.3664	0.00075	0.6107
2	-0.00123	-0.7554	0.00040	0.2199
3	-0.00273	-1.3500	0.00071	0.2671
4	-0.00312	-1.2231	0.00140	0.4621
5	-0.00363	-1.2188	-0.00004	-0.0124
6	-0.00162	-0 4698	-0.00092	-0.2442
7	-0.00035	-0.0909	-0.00044	-0.1033
8	-0.00063	-0.1510	-0.00356	-0.7369
Cartera 2				
1	-0 00043	-0.3896	-0.00023	-0.2068
2	-0.00130	-0.8910	0.00097	0.5791
3	-0.00127	-0.6945	0.00264	1.2686
4	-0.00094	-0.4314	0.00253	1.0374
5	-0.00150	-0 5734	0.00368	1.2897
6	-0.00160	-0.5346	0 00347	1.0892
7	0.00076	0.2420	0.00241	0 6676
8	0.00360	0.9688	0.00219	0.5822
Cartera 3				
1	0 00149	1.0581	-0.00074	-0 7183
2	0.00129	0 7192	0.00118	0.8098
3	0.00189	0.8997	0.00106	0.5650
4	0 00137	0.5807	0.00120	0.5412
5	0.00124	0.4799	0.00122	0.5014
6	0.00264	0 8134	0.00033	0.0607
7	0.00353	0.9781	0.00068	0.2309
8	0.00361	0.9519	0.00021	0.0638
Cartera 4				
1	0.00034	0.3406	-0.00048	-0.3303
2	-0.00060	-0.3754	-0.00026	-0.1350
3	-0.00098	-0.4856	-0.00023	-0.1021
4	-0.00181	-0.7275	-0.00057	-0.2049
5	-0.00215	-0.7495	-0.00185	-0.5887
6	-0 00394	-1.2767	-0.00260	-0.7351
7	-0.00532	-1.4455	-0.00230	-0.5607
8	-0.00617	-1.6035	-0.00027	-0.0625
Cartera 5				
1	0.00120	0.9673	-0.00013	-0.0923
2	0.00170	0.8877	0.00073	0.3584
3	0.00031	0.1312	0.00019	0.0767
4	-0.00100	-0.3541	0.00090	0.3414
5	-0.00242	-0.7499	-0.06624	-7.1392
6	-0.00414	-1.1776	-0.00223	-0.6530
7	-0.00439	-1.1132	-0.00292	-0.7474
8	-0.00213	-0.5555	-0.00201	-0.5179

No obstante, los contrastes tradicionales de causalidad lineal no siempre son capaces de detectar relaciones causales no lineales entre las variables a estudiar, de manera que, en previsión de que puedan existir tales relaciones es preciso realizar también los contrastes de causalidad no lineal, cuyos resultados se recogen en el siguiente apartado.

4.2 Causalidad no lineal en el sentido de Granger

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de los contrastes de causalidad no lineal del volumen a los rendimientos y viceversa realizados para cada uno de los casos considerados y para cada cartera. En dicho cuadro se recoge la diferencia entre las dos probabilidades condicionadas de la ecuación [9], así como el valor del estadístico de la ecuación [12][16].

Los resultados de los contrastes muestran la ausencia de causalidad no lineal entre el volumen negociado de los activos y los rendimientos en ambas direcciones y para todas las carteras, ya que el valor del estadístico en cada uno de los casos no supera el valor crítico correspondiente para un nivel de significación del 5%[17]. Tan sólo en el contraste de causalidad no lineal de los rendimientos al volumen para la cartera 5 y para el caso $Lu = Lw = 5$ se obtiene que el valor del estadístico es significativo aunque negativo, lo cual indica que los rendimientos de dicha cartera no sólo no ayudan a predecir mejor el volumen futuro sino que confunden dichas predicciones. Para el resto de los casos el valor del estadístico no es significativo[18].

A pesar de que las series analizadas del mercado de valores pueden

[16] Dichos valores se denotan en el cuadro como Dif. y Est., respectivamente.

[17] Dado que los contrastes se realizan para los valores críticos de la cola derecha, el valor crítico correspondiente para un nivel de significación del 5% es 1.64.

[18] También se han realizado los contrastes de causalidad no lineal para el parámetro de escala $e = 0.5$ observándose, por un lado, un notable incremento de la varianza estimada en cada uno de los casos estudiados y para cada cartera y, por otro lado, un incremento en el valor absoluto de la diferencia de la ecuación [9] para la mayoría de los casos. Los resultados de este análisis muestran la existencia de causalidad no lineal de los rendimientos al volumen para $Lu = Lw = 8$ en la cartera 2 y para $Lu = Lw = 4$ en las carteras 4 y 5. En el resto de los casos analizados el valor del estadístico no es significativo o bien es significativo aunque negativo. Además, se ha realizado el análisis de causalidad para los datos de rendimientos y volumen agregados en un índice equiponderado, no encontrándose variaciones significativas en los resultados respecto al análisis realizado para los datos agregados en carteras. De esta forma, se pone de manifiesto la robustez de los resultados ante la clasificación de los activos en carteras.

presentar movimientos importantes o cambios bruscos que serían mejor modelizados con modelos no lineales, la ausencia de causalidad no lineal podría indicar que en el mercado de valores español la relación causal entre rendimientos y volumen no es demasiado brusca o compleja, si bien el volumen reacciona ante cambios en el rendimiento. La ausencia de causalidad no lineal aún habiendo evidencia de la lineal no es sorprendente dado que los contrastes de causalidad no lineal propuestos por Hiemstra y Jones (1994) están diseñados para detectar únicamente las relaciones causales no lineales que los contrastes tradicionales de causalidad lineal no son capaces de detectar.

El resultado obtenido difiere del que encuentran Hiemstra y Jones (1994), ya que para los datos utilizados en su artículo, además de una relación causal lineal unidireccional de los rendimientos al volumen en las dos submuestras consideradas, encuentran una clara evidencia de causalidad no lineal bidireccional. Por otro lado, Gallant *et al.* (1992) encuentran evidencia de importantes impactos no lineales de los rendimientos retardados al volumen actual y futuro en su análisis de funciones de impulso respuesta no lineales.

5. Conclusiones

En este trabajo se han tomado datos diarios del rendimiento y volumen negociado de 100 activos financieros del mercado continuo de valores español agregados en cinco carteras, en función del volumen negociado, en el período 1991-1996. Tras un breve estudio de la relación contemporánea entre las series obteniendo, al igual que en diversos estudios previos, una clara relación positiva, el objetivo del trabajo se centra en analizar la relación dinámica entre el volumen y los rendimientos y la causalidad lineal y no lineal en el sentido de Granger.

Los resultados de los contrastes muestran que, para la mayoría de las carteras, existe una relación de causalidad lineal unidireccional de los rendimientos hacia el volumen negociado. Esta relación es de carácter positivo, de manera que los incrementos en el rendimiento provocarán aumentos en el volumen negociado del día siguiente así como en el de 8 ó 9 días posteriores.

La evidencia de causalidad lineal obtenida para la mayoría de las carteras es consistente con varias de las explicaciones teóricas ofrecidas en la introducción de este trabajo y que sugieren una relación causal de los

rendimientos al volumen negociado. En concreto, esta relación causal podría estar explicada en el mercado de valores español por algunos motivos no relacionados con impuestos de Lakonishok y Smidt (1989) como la recomposición de la diversificación de la cartera mediante la venta de activos cuyo precio ha subido, así como por el modelo de llegada de información secuencial de Copeland (1976), donde cada individuo modifica su curva de demanda según recibe nueva información hasta que se establece un nuevo equilibrio cuando todos los individuos han recibido la información.

Por otro lado, en este trabajo no se encuentra evidencia en favor de la hipótesis de la mezcla de distribuciones, por lo que el volumen medido por el número de títulos negociados diariamente no podría interpretarse como una variable proxy del flujo de información que llega al mercado y cuyo conocimiento ayuda a predecir el rendimiento futuro. No obstante, en un trabajo posterior se toma como medida del volumen el número de operaciones cruzadas realizadas diariamente para un análisis de causalidad entre rendimientos y volumen con el objeto de comprobar si se mantienen resultados similares.

En cuanto a la causalidad no lineal, cabe destacar que no se encuentra evidencia de una relación causal no lineal entre los rendimientos y el volumen en ninguna dirección. No obstante, considerando que las series pueden presentar univariantemente movimientos bruscos que serían mejor modelizados con modelos no lineales, en previsión de que pueda existir también una dinámica no lineal entre las variables que podría pasar desapercibida con los contrastes tradicionales de Granger, parece de interés realizar tanto los contrastes de causalidad lineal como no lineal en el análisis de la relación dinámica entre los rendimientos y el volumen.

Por último, los resultados de los contrastes de causalidad no parecen guardar ninguna relación con la ordenación de los datos en carteras, es decir, el volumen negociado de los activos no parece determinar la existencia de una relación causal entre rendimientos y volumen, ya que no se observa un patrón de comportamiento que distinga entre carteras en cuanto a la causalidad se refiere.

Apéndice. Gráficos de las Series Transformadas

GRÁFICO A1
Log. Volumen Ajustado

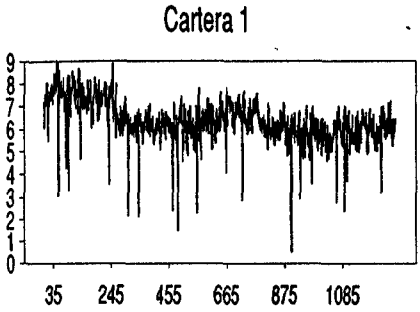


GRÁFICO A2
Log. Volumen Ajustado

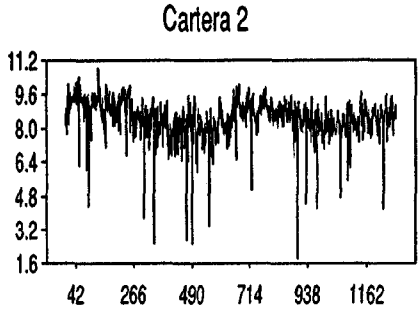


GRÁFICO A3
Log. Volumen Ajustado

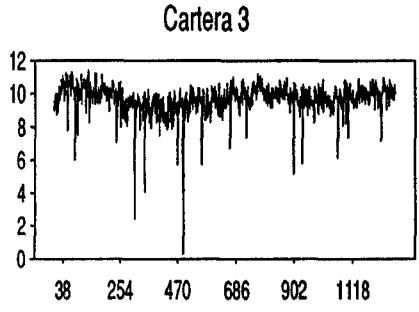


GRÁFICO A4
Log. Volumen Ajustado

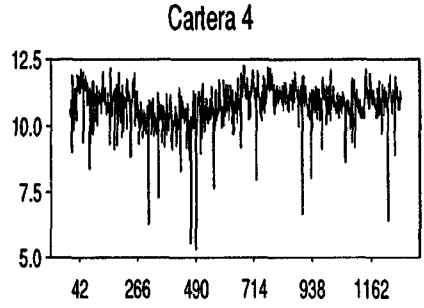


GRÁFICO A5
Log. Volumen Ajustado

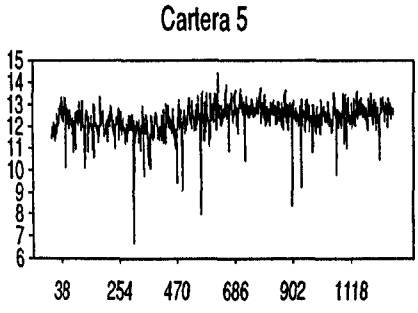


GRÁFICO A6
Rendimientos Ajustados

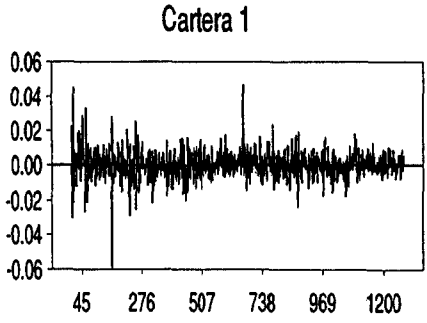


GRÁFICO A7
Rendimientos Ajustados

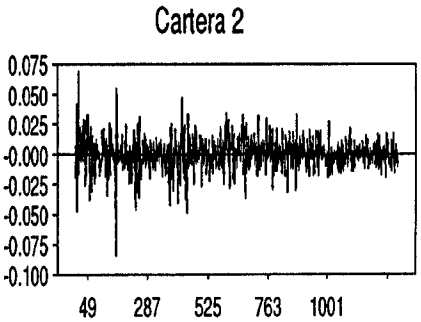


GRÁFICO A8
Rendimientos Ajustados

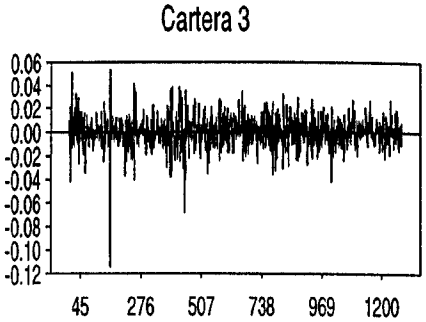


GRÁFICO A9
Rendimientos Ajustados

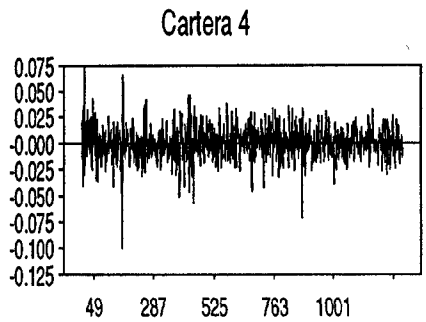
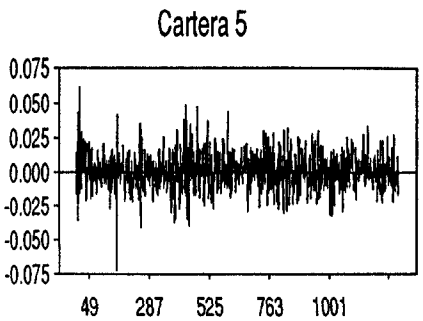


GRÁFICO A10
Rendimientos Ajustados



Referencias

Andersen, T. G. (1996): "Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility", *Journal of Finance* 51, pp. 169-204.

Baek, E. y W. Brock (1992): "A general test for nonlinear Granger causality: bivariate model", Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin, Madison.

Campbell, J. Y., S. J. Grossman y J. Wang (1993): "Trading volume and serial correlation in stock returns", *Quarterly Journal of Economics* 108, pp. 905-939.

Copeland, T. E. (1976): "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival", *Journal of Finance* 31, pp. 1149-1168.

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, pp. 305-321.

Gallant, A. R., P. E. Rossi y G. Tauchen (1992): "Stock prices and volume", *Review of Financial Studies* 5, pp. 199-242.

Hiemstra, C. y J. D. Jones (1993): "Monte Carlo results for a modified version of the Baek and Brock nonlinear Granger causality test", Working Paper, University of Strathclyde and Securities and Exchange Commission.

Hiemstra, C. y J. D. Jones (1994): "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation", *Journal of Finance* 49, pp. 1639-1664.

Jain, P. C. y G. Joh (1988): "The dependence between hourly prices and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, pp. 269-283.

Karpoff, J. M. (1987): "The relation between price changes and trading volume: a survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, pp. 109-126.

Lakonishok, J. y S. Smidt (1989): "Past price changes and current trading volume", *Journal of Portfolio Management* pp. 18-24.

Lamoureux, C. G. y W. D. Lastrapes (1994): "Endogenous trading volume and momentum in stock-return volatility", *Journal of Business and Economic Statistics* 12, pp. 253-260.

Lütkepohl, H.L. (1991), *Introduction to Multiple Time Series, analysis,* Springer-Verlag.

Newey, W. K. y K. D. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, pp. 703-708.

Peiró, A. (1994): "La estacionalidad diaria del mercado de acciones español", *Investigaciones Económicas* 18, pp. 557-569.

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, pp. 101-116.

Smirlock, M. y L. Starks (1988): "An empirical analysis of the stock price-volume relationship", *Journal of Banking and Finance* 12, pp. 31-41.

Abstract

In this paper linear and nonlinear Granger causality tests are conducted in order to examine the dynamic relations between daily returns and volume of 100 stocks, aggregated into five portfolios, from the Spanish continuous stock market for the period April 1990 to January 1996. The results of the tests show evidence of unidirectional linear Granger causality from returns to volume for most of the portfolios, while there is no evidence of nonlinear causality between the series.