

MEMORIA A LARGO PLAZO EN EL MERCADO DE VALORES ESPAÑOL: UNA APROXIMACION MEDIANTE EL ANALISIS R/S*

Natividad BLASCO DE LAS HERAS

Universidad de Zaragoza

Rafael SANTAMARIA

Universidad Pública de Navarra

En este trabajo se aplica el análisis del rango reescalado (R/S) para observar patrones de memoria en el mercado de valores español. Los resultados indican que no hay evidencia de dependencia a largo plazo en el sentido utilizado en el análisis de series temporales. Si bien no se confirma la presencia de persistencia, existe al menos evidencia de dependencia débil que contradice la hipótesis de que las rentabilidades sean variables independientes e idénticamente distribuidas.

1. Introducción

El estudio del proceso de formación de precios en los mercados de valores ha sido un tema particularmente interesante desde finales de la década de los cincuenta. El objetivo central era el contraste de la aleatoriedad de las rentabilidades e indirectamente de la eficiencia de dichos mercados. Los trabajos realizados permitieron aportar evidencia de su cumplimiento¹. Bajo estas circunstancias, como indican Aydogan y Booth (1988), los ciclos aparecen como un simple artefacto estadístico.

Más recientemente, varios autores han mostrado que la rentabilidad de las acciones puede ser predecible, tanto a corto como a largo plazo². Tal capa-

* Agradecemos sinceramente la labor realizada por los evaluadores anónimos y la Dirección de la Revista. Este trabajo se ha beneficiado de una subvención de la Caja de Ahorros de Navarra.

¹ Véase el libro de Gootner (1964) en el que se recogen, entre otros, trabajos de Bachelier (1900), Kendall (1953), More (1962), Roberts (1959), Osborne (1959), Mandelbrot (1964) y Fama (1964).

² Hallazgos a favor de la posibilidad de predicción se encuentran en los trabajos de Fama y French (1988), Lo y Mackinlay (1988), Poterba y Summers (1988), De Bondt y Thaler (1985, 1988), Kim *et al.* (1991). En contra de estos resultados, MacDonald y Power (1993) y Ambrose, Weinstock y Griffiths (1993), entre otros, indican la ausencia de comportamientos predecibles en el corto y en el largo plazo.

cidad de predicción ha sido atribuida a fenómenos psicológicos, sobre-reacción, «caprichos» especulativos o a cambios en la rentabilidad esperada a través del tiempo. Sin embargo estos hechos son también consistentes con la «persistencia» o dependencia estadística a largo plazo. Las series que presentan esta dependencia exhiben tendencias y ciclos de longitud variable (Mandelbrot, 1972, Mandelbrot y Wallis, 1968, 1969) dando lugar, como indica Lo (1991), a importantes implicaciones para muchos de los paradigmas usados en la moderna economía financiera.

Evidencias a favor de esta posibilidad han sido ofrecidas en los trabajos de Greene y Fielitz (1977) y Peters (1989, 1991 y 1992), en los que se utilizó el análisis del rango reescalado (análisis R/S) sobre los índices NYSE y S & P 500, respectivamente. Mills (1993), sin embargo, utilizando el R/S modificado de Lo (1991) y el contraste desarrollado por Geweke y Porter-Hudak (1983), aunque obtiene resultados acordes con la presencia de memoria a largo plazo en el Financial Times-Actuaries All Share Index, manifiesta su falta de convencimiento al no detectarse esta dependencia en las series macroeconómicas del Reino Unido.

En contra de estos hallazgos, Aydogan y Booth (1988), Lo (1991), Ambrose, Weinstock y Griffiths (1993) y MacDonald y Power (1993) rechazan la hipótesis de la existencia de memoria a largo plazo, indicando las reservas que mantienen sobre el análisis R/S por cuanto puede resultar sensible a la memoria a corto plazo y presenta un sesgo en su estimación. Más contundentemente, MacDonald y Power (1993), para el mercado inglés, y Ambrose, Weinstock y Griffiths (1993), para el americano, indican que no puede rechazarse la hipótesis clásica de paseo aleatorio.

En este controvertido marco, el objetivo del presente trabajo es el contraste de la existencia de memoria (y, en particular, de memoria a largo plazo) en el mercado de valores español. Para ello se aplica inicialmente el análisis R/S en su versión clásica y posteriormente la modificación de Lo (1991) (R/S modificado) para corregir el posible efecto de la memoria a corto plazo en el comportamiento de este estadístico y así disponer de elementos adicionales de discusión.

En lo que sigue el trabajo se estructurará en cuatro partes: la segunda presenta sucintamente la metodología empleada, la tercera presenta los resultados del análisis R/S clásico y modificado para el Índice General y 18 activos de distintos sectores que pretenden ser representativos del mercado de valores español, para exponer, en la cuarta, las consideraciones finales a la luz de los resultados obtenidos.

2. Metodología

El análisis del rango reescalado (R/S) define un estadístico para contrastar la dependencia a largo plazo en una serie temporal. Dicho estadístico es el rango de la suma parcial de desviaciones de una serie a su media, reescalado por su desviación típica. Dada una serie de rentabilidades X_t , con T observaciones, la obtención del rango atiende a la siguiente expresión:

$$R_{t,N} = \text{Max} (X_{t,N,k}) - \text{Mín} (X_{t,N,k}) \quad [1]$$

$$1 \leq k \leq N \quad 1 \leq k \leq N$$

donde t es cualquier punto de partida de la serie X_t y N es la longitud posible de cualquier subserie. En esta formulación, como indican Aydogan y Booth (1988), el rango refleja la tendencia de la subserie (X_{t+1}, X_{t+N})

$$X_{t,N,k} = \sum_{j=1}^k (X_{t+j} - M_{t,N}) \quad [2]$$

donde:

$$M_{t,N} = (1/N) \sum_{j=1}^N X_{t+j} \quad [3]$$

$X_{t,N,k}$ = desviación acumulada de la media de k valores de la subserie.

X_j = rentabilidad del periodo j .

$M_{t,N}$ = media muestral de la subserie.

El estadístico R/S ($Q_{t,N}$ en terminología de Mandelbrot, 1972) se obtiene, como se ha señalado, dividiendo el rango por la desviación típica, definiéndose el ratio:

$$Q_{t,N} = (R/S)_{t,N} = R_{t,N}/S_{t,N} \quad [4]$$

siendo $S_{t,N}$ el estimador máximo verosímil de la desviación estándar, esto es:

$$S_{t,N} = ((1/N) \sum_{j=1}^N (X_{t+j} - M_{t,N})^2)^{0.5} \quad [5]$$

Fijado un punto de partida t y un tamaño inicial N de la subserie, se calculan los valores de R/S correspondientes a cada una, obteniéndose el R/S medio, $(R/S)_N$. El proceso se repite, en función de los distintos métodos que se comentan posteriormente, para diferentes valores de N y/o t y N .

Mandelbrot y Wallis (1969) afirman que el rango reescalado de las subseries está asintóticamente relacionado a su longitud; formalmente:

$$(R/S)_{t,N} \rightarrow c.N^H \quad N \geq 3 \text{ y } c = \text{constante} \quad [6]$$

La estimación de H puede realizarse por regresión minimocuadrática de la siguiente transformación logarítmica

$$\text{Ln} (R/S) = \text{Ln } c + H \text{Ln} (N) \quad [7]$$

Mandelbrot demuestra que el coeficiente de Hurst puede variar entre 0 y 1. La ausencia de dependencia estadística a largo plazo (Hurst, 1951 y Mandelbrot, 1972) determina un valor de $H = 0,5$. Valores de H sensiblemente superiores a 0,5 son indicativos de persistencia.

No obstante, Lo (1991) señala que, aunque es claro el hecho de que la dependencia a largo plazo puede ser detectada por el análisis R/S (que denomina «clásico»), presenta sensibilidad a la dependencia a corto plazo. Pese a esta circunstancia, este análisis puede ser usado eficientemente para contrastar la hipótesis de variables independientes e idénticamente distribuidas. (Lo 1991, p. 1.293, Davies y Harte, 1987).

Para salvar esta sensibilidad, este autor formula una modificación del análisis que resulta robusto a la dependencia a corto plazo:

$$Q_T^* = \frac{1}{\sigma_T^*(q)} \left(\text{Max}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - M_T) - \text{Min}_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - M_T) \right) \quad [8]$$

siendo:

$$M_T = (1/T) \sum_{j=1}^T X_j \quad [9]$$

$$\sigma_T^*(q) = \left(\sigma_x^2 + 2 \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \gamma_j \right)^{0.5} \quad [10]$$

donde σ_x^2 y γ_j representan las estimaciones usuales de la varianza muestral y autocovarianzas de X y T el tamaño de la serie temporal. Nótese que el contraste de Lo no emplea una regresión mínimo-cuadrática, puesto que se obtiene un único valor del estadístico para la serie completa.

Las ponderaciones $\omega_j(q)$ son las sugeridas por Newey y West (1987),

$$\omega_j(q) = 1 - j/(q + 1); \quad q < T \quad [11]$$

Lo (1991) demuestra que bajo la hipótesis nula de dependencia a corto plazo de X_j , el estadístico

$$V_T^*(q) = \frac{1}{\sqrt{T}} Q_T^* \quad [12]$$

converge débilmente al movimiento browniano en el intervalo unitario, obteniendo su función de distribución y los niveles de significación. El R/S modificado es robusto a moderados componentes ARMA, efectos ARCH y saltos en varianza (Cheung, 1993).

Acorde con estas precisiones se aplicará inicialmente el análisis R/S con el fin de obtener evidencia de memoria en las series de rentabilidades; posteriormente se presentarán los resultados obtenidos con el análisis R/S modificado para evaluar en qué medida los primeros representan, en realidad, memoria a largo plazo.

3. Resultados

La base de datos utilizada comprende el Índice General de la Bolsa de Madrid y 18 títulos incluidos de forma prácticamente permanente en la

composición del IBEX35³. La base de datos se extiende desde 1980 a 1992, ambos inclusive, totalizando trece años de datos diarios, que suponen entre 2.700 y 3.000 observaciones por título.

De acuerdo con lo expuesto en la introducción del trabajo, se aplicará inicialmente el análisis *R/S* clásico y posteriormente el modificado de Lo.

El procedimiento para la obtención del exponente de Hurst en el análisis *R/S* recoge desviaciones acumuladas a la media. Por ello se ha optado por la utilización, en lugar de variaciones relativas de precios, de logaritmos de cocientes de precios que verifican la propiedad aditiva, en línea con lo expuesto en Peters (1992).

Denominando:

$$X_t = \ln((P_t + D_t)/P_{t-1}) \quad [13]$$

donde

P_t = Precio del activo en el período t .

D_t = Dividendos + Derechos del período t .

En la determinación del exponente de Hurst existen dos aproximaciones a la selección de retardos y puntos de partida: FHurst y GHurst (Wallis y Matalas, 1970). El primero recoge todos los posibles retardos y puntos de partida, resultando extremadamente laborioso. El segundo es una simplificación del procedimiento en el que se recogen un máximo de 15 valores del estadístico *R/S* para un total aproximado de 50 valores de N . Greene y Fielitz (1977) utilizan esta simplificación presentando evidencia de comportamiento persistente en las rentabilidades del NYSE. La base de datos que utilizan contiene rentabilidades diarias de 1963 a 1968. El proceso de obtención de las subseries también presenta diferencias, ya que los señalados por Wallis y Matalas recogen intervalos de tiempo solapados mientras que el método de subdivisión continua de Feder (1988) y el establecido en los trabajos de Peters (1989, 1991) utilizan intervalos no solapados. En el presente trabajo se ha optado, en cuanto a la selección de retardos, por una vía intermedia que mejore la estimación del GHurst sin llegar a la ambición del FHurst, utilizándose el método de obtención de subseries no solapadas de Peters. Así cada período contiene desde un mínimo de 10 datos hasta un máximo de 1.000 al final del proceso⁴.

³ La razón de elegir el índice general, en lugar del IBEX35, atiende a que este último no realiza correcciones por dividendos. La elección de los 18 títulos de entre los más líquidos del mercado pretende cubrir los sectores más representativos, aunque no con la idea de que sean representantes sectoriales, con un número razonable de activos y presentan la ventaja de que su frecuencia de cotización se aproxima a los días hábiles de mercado, obviando el problema de la ausencia de observaciones.

⁴ La elección del valor mínimo (cercano a dos semanas de cotizaciones) atiende a tener un número mínimo suficiente de datos para obtener los rangos de variación y la del máximo (4 años aproximadamente de incremento temporal) para disponer un mínimo de 3 valores de *R/S* sobre los que obtener su media. Los valores de N , utilizando intervalos no solapados, son 10, 15,..., 50, 60,..., 100, 115, 130, 150, 175,..., 975, 1.000.

Tal y como indican Mandelbrot y Wallis (1969), dada una duración muestral T , hay que decidir si el intervalo de dependencia R/S es mucho menor que T o, en cambio, es del mismo orden, mayor o incluso infinito, hablándose más propiamente de persistencia. En este sentido se aprecian dos procedimientos para obtener la estimación de H . El primero, que resulta acorde con la presentación de la metodología y es usualmente utilizado, realiza una única regresión sobre los valores de N . El segundo es propuesto por Peters (1989, 1991 y 1994) quien confía en la existencia de memoria a largo finita, por lo que afirma que una regresión para el rango completo de N podría mostrarnos una estimación del exponente de Hurst errónea. De acuerdo con sus sugerencias resulta necesario realizar un conjunto de regresiones incorporando valores cada vez mayores de N con objeto de ver la evolución de las estimaciones, para analizar cuándo la serie de rentabilidades pierde la memoria de las condiciones iniciales. A este procedimiento, para diferenciarlo del anterior, lo denominaremos «evolutivo». En su cálculo se denomina N óptimo a la escala temporal N^* (que permitirá obtener el valor de H^* en la regresión entre n_1 y N^* , siendo n_1 el mínimo valor de N utilizado, en nuestro caso 10 datos) tal que la estimación del exponente para escalas de tiempo superiores ($N^* + 1, \dots, N_{\max}$) converja, caso de encontrarse, a valores próximos a 0,5.

CUADRO 1
Estimaciones de H a través del análisis R/S clásico

TITULO	H	H^*	H^{**}	$Q(5)$	$Q(10)$	$Q(15)$
Indice General	0,63	0,69	0,50	310,73	344,59	353,78
Alba	0,65	0,66	-	32,52	40,36	46,85
Asland	0,58	0,67	0,52	73,58	88,36	92,40
BBV	0,62	0,67	0,52	66,03	86,01	89,41
Catalana	0,56	0,58	0,53	22,40	32,94	39,89
Duro Felguera	0,56	0,59	0,51	34,65	45,17	47,66
General Inversiones	0,53	0,60	0,50	41,19	58,77	66,82
Iberdrola	0,51	0,57	0,50	38,86	44,83	48,86
Mapfre	0,63	0,67	0,52	198,15	207,68	221,30
Papelera	0,55	0,58	0,53	13,57	24,90	29,27
Portland Vald.	0,56	0,69	0,51	141,04	144,54	146,04
Renault	0,67	0,69	-	154,33	194,94	203,58
Santander	0,60	0,67	0,53	292,85	302,40	310,79
Sniace	0,56	0,59	0,53	124,27	129,18	155,81
Tabacalera	0,56	0,62	0,53	52,81	75,88	78,71
Telefónica	0,56	0,62	0,52	12,80	34,87	43,25
Uralita	0,63	0,70	0,55	49,30	82,12	102,38
Urbis	0,55	0,56	0,54	39,86	47,22	51,47
Vallehermoso	0,55	0,59	0,53	57,66	70,38	77,37

H es el obtenido por el primer procedimiento de regresión única, H^* es el obtenido por el procedimiento «evolutivo» y H^{**} la estimación de H a partir del N^* . $Q(P)$ es el estadístico Ljung-Box aplicado a las series. Bajo la hipótesis nula de no autocorrelación este estadístico está asintóticamente distribuido como una Chi-Cuadrado de P grados de libertad. Los valores críticos al 1% de significación son $Q(5) = 15,09$; $Q(10) = 23,21$ y $Q(15) = 30,58$ y al 5% $Q(5) = 11,07$; $Q(10) = 18,31$ y $Q(15) = 25,00$.

En el presente trabajo se presentan las estimaciones derivadas de ambos procedimientos. Así las estimaciones de H sobre el conjunto total de valores de \mathcal{N} se recogen en la primera columna del Cuadro 1 ofreciendo resultados que, salvo para el caso de Iberdrola y General de Inversiones, son claramente superiores al 0,5 invitando a afirmar que existe persistencia. Adicionalmente se barajaron las series obteniéndose estimaciones en el rango (0,49-0,55), con un valor medio de 0,5194. Esto confirma que el desorden de las series rompe la memoria existente y ofrece estimaciones de H próximas a 0,5 que es el límite asintótico de variables iid o estacionarias débilmente dependientes (Mandelbrot, 1975, p. 274).

Los resultados del segundo procedimiento aparecen recogidos en la segunda columna del Cuadro 1, donde puede apreciarse cómo las estimaciones del exponente de Hurst (H^*) superan el 0,5 en todos los casos siendo sensiblemente superiores a las obtenidas con la regresión única sobre la totalidad de valores de \mathcal{N} . La tercera columna del Cuadro 1 recoge las estimaciones a partir del \mathcal{N}^* . El exponente H (H^{**}) toma, en este caso, valores próximos al 0,5 mostrando el efecto de la pérdida de dependencia de las condiciones iniciales (a excepción de Alba y Renault en los que no se consigue esta convergencia). Por lo tanto, a la luz de estos resultados, parece existir evidencia de conducta dependiente aunque, según el segundo procedimiento, de duración inferior al espacio muestral T , lo que en expresión de Peters (1994) es característico de memoria «a largo pero de duración finita»⁵. Los Gráficos 1 y 2 resultan muy ilustrativos para interpretar estos resultados. El Gráfico 1 muestra esta evolución del exponente de Hurst para el Índice General y en el Gráfico 2 se observa como los datos se ajustan a la pendiente determinada por el exponente de Hurst hasta un punto en que disminuye sensiblemente, tendiendo hacia la pendiente representativa de un valor de $H = 0,5$.

Por otra parte, son abundantes los resultados estadísticos que se encuentran estrechamente vinculados al período muestral considerado. Para estudiar la estabilidad de la estimación del exponente de Hurst por el método «evolutivo» se dividieron las series en dos mitades, abarcando espacios temporales de, aproximadamente, seis años y medio de cotizaciones diarias, y se repitió el proceso de estimación sobre estas submuestras. Las estimaciones realizadas resultaron muy próximas entre sí y con las referidas a la muestra total. En particular, las estimaciones de la primera mitad tuvieron un rango de diferencias absolutas sobre la estimación del período total entre 0,00 y 0,06 con un valor medio de 0,02 y la segunda entre 0,00 y 0,07 con un valor medio igualmente de 0,02.

Los resultados obtenidos mediante el análisis R/S en los dos procedimientos (\mathcal{N} total y \mathcal{N}^*) sugieren que las series de rentabilidades del mercado de valo-

⁵ Dicha memoria la diferencia de la dependencia débil por su intensidad y permanencia temporal (pp. 77 y 78) y de la persistencia infinita por la desaparición del efecto de la memoria en un tiempo finito (p. 161), por lo que las correlaciones a partir de ese momento serían despreciables.

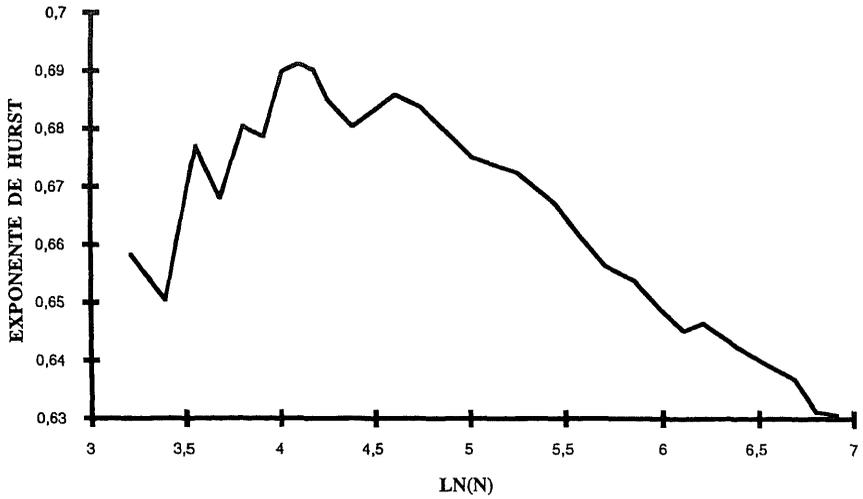


Gráfico 1
Evolución del exponente de Hurst para el índice general

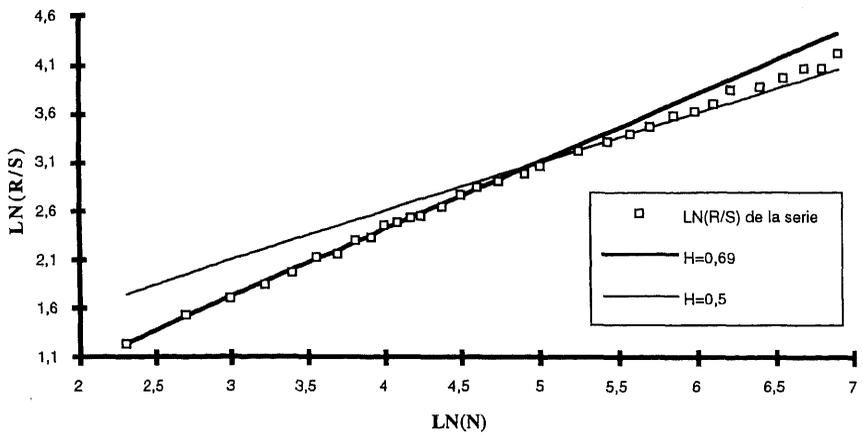


Gráfico 2
Índice general $LN(N)/LN(R/S)$

res español presentan memoria a largo plazo si bien, de acuerdo con lo expuesto, de diferente calificación ya que según el primer procedimiento los resultados permiten afirmar persistencia y en el segundo la existencia de una dependencia fuerte pero finita. No obstante, la presencia de fuentes de sesgo y la ausencia de un contraste estadístico de $H = 0,5$ (Greene y Fielitz, 1977) llevan a que esta afirmación deba tomarse con cautela⁶. Este último aspecto se revela más trascendente en el procedimiento de \mathcal{N}^* , puesto que con los valores de \mathcal{N} considerados en la regresión pueden aflorar los efectos de la conducta preasintótica de H .

La sensibilidad del análisis R/S clásico a la dependencia a corto plazo, como se ha señalado con anterioridad, puede llevar a que las estimaciones obtenidas de H sean, en realidad, un síntoma de memoria a corto plazo y no auténtica memoria a largo plazo. Así Wallis y Matalas (1970) opinan que la autocorrelación de primer orden es fuente potencial de sesgo, que depende del signo y de la magnitud de la autocorrelación. Estos autores calculan un sesgo de 0,08 si existe un coeficiente de autocorrelación de 0,3 y de $-0,03$ si el coeficiente es $-0,5$. En el presente estudio los coeficientes de primer orden del autorregresivo varían de $-0,42$ a $0,35$, con un valor medio de $0,10$. Asimismo indican que el procedimiento GHurst (que resulta próximo al seguido en el trabajo) tiende a sobreestimar el valor de H cuando el verdadero valor es menor de $0,7$, hecho que ocurre en las series analizadas. Para verificar este aspecto se utiliza el análisis R/S modificado de Lo puesto que, según su autor, resulta muy útil para detectar desviaciones dentro de una amplia clase de hipótesis alternativas de la dependencia a largo plazo. Previa a su aplicación, es necesario constatar la primera conclusión obtenida relativa al rechazo de que las series de rentabilidades sean variables aleatorias iid, ya que el análisis R/S clásico demuestra bastante poder frente a estas alternativas. En el mismo sentido se manifiestan los resultados del estadístico Ljung-Box, sobre 5, 10 y 15 retardos (véanse las tres últimas columnas del Cuadro 1) que avalan la presencia de autocorrelación serial en las series de rentabilidades estudiadas.

La aplicación del contraste de Lo se enfrenta con la elección del retardo q . En este sentido, Lo matiza que poco se sabe sobre cómo elegirlo en muestras finitas, puesto que está condicionado al proceso que presente la serie. Si el valor de q es grande respecto al tamaño muestral T , la distribución del estimador puede ser radicalmente distinta de su límite asintótico y si q es peque-

⁶ Los resultados del exponente de Hurst obtenidos en este trabajo varían entre $0,51$ y $0,67$ con el primer procedimiento y $0,56$ y $0,7$ por el evolutivo. Greene y Fielitz (1977), utilizando el primer procedimiento y con datos diarios, obtienen valores entre $0,45$ y $0,65$ aceptando la hipótesis de persistencia. Peters (1992), utilizando el procedimiento evolutivo y con datos mensuales, obtiene valores de $0,54$ a $0,78$ en el caso del Índice S & P500 avalando su conducta persistente. Ambrose *et al.* (1993) obtiene en series barajadas aleatoriamente un valor medio de H de $0,5194$, con una desviación típica de $0,0403$. Con el primer procedimiento 14 títulos superan la media más una desviación típica y 7 superan la media más dos desviaciones. Con el procedimiento evolutivo la totalidad supera la media más una desviación típica y 12 la media más dos desviaciones típicas.

ño no se recogen todas las covarianzas sustanciales que deben incluirse en la suma ponderada. Tanto este autor, como los trabajos de Ambrose, Weinstock y Griffiths (1993), Mills (1993) y MacDonald y Power (1993) utilizan, sobre muestras de datos diarios o semanales, $q = 90, 180, 270$ y 360 . Se da el caso de que en todos ellos la elección de q ha sido irrelevante, puesto que no ha supuesto variación del estadístico en cuanto a conclusiones se refiere.

CUADRO 2
Estimaciones del Contraste de Lo

TITULO	$V(0)$	$V(90)$	$V(180)$	$V(360)$
Indice General	2,48	1,57	1,55	1,45
Alba	2,48	1,59	1,44	1,55
Asland	2,08	1,54	1,58	1,38
BBV	2,42	1,47	1,33	1,22
Catalana	1,33	1,58	1,47	1,36
Duro Felguera	1,94	1,69	1,60	1,50
General Inversiones	1,32	1,34	1,50	1,41
Iberdrola	1,41	1,55	1,55	1,61
Mapfre	2,13	1,34	1,19	1,10
Papelera	2,04	1,99	1,78	1,51
Portland Vald.	2,51	1,79	1,61	1,33
Renault	2,06	1,29	1,19	1,40
Santander	2,12	1,61	1,45	1,31
Sniace	2,25	1,83	1,74	1,51
Tabacalera	2,10	1,62	1,51	1,36
Telefónica	1,48	1,49	1,65	1,81
Uralita	2,21	1,46	1,46	1,28
Urbis	1,84	1,83	1,67	1,47
Vallehermoso	1,33	1,43	1,37	1,15

Estimaciones del Contraste de Lo sobre $q = 0, 90, 180$ y 360 . Los valores críticos: $V_{0,10} = 1,62$; $V_{0,05} = 1,75$; $V_{0,025} = 1,86$; $V_{0,005} = 2,10$. Véase Lo (1991) Table II, p. 1.288.

En el Cuadro 2 se recogen los valores del estadístico $V(q)$ para $q = 0$ (R/S clásico sobre la serie total), $90, 180$ y 360 . Los resultados obtenidos se revelan concluyentes en el rechazo de la memoria a largo plazo. No obstante es conveniente matizar algunos aspectos de interés:

En primer lugar, la estimación de $V(0)$ ofrece valores no significativos para Catalana, General de Inversiones, Iberdrola, Telefónica y Vallehermoso. Sin embargo, con el R/S clásico en su procedimiento habitual de regresión única aparecían como carentes de memoria a largo plazo General de Inversiones e Iberdrola. Las diferencias pueden ser atribuidas a dos cuestiones: la inexistencia en el análisis R/S clásico de un contraste adecuado para la hipótesis $H = 0,5$ y la utilización, o no, de la técnica de regresión.

En segundo lugar, aparece una estrecha relación entre la elección de q y el resultado del estadístico. Así, los resultados de $V(90)$ podrían ser indicativos

de persistencia para algunos títulos, pero con $V(180)$, y más claramente con $V(360)$, la mayoría se desvanecen. La excepción es Telefónica que, aunque con $V(0)$ no se puede rechazar la hipótesis nula, con el aumento de q se torna más significativo, permitiendo aceptar la presencia de memoria a largo plazo con $V(180)$ (al 10%) y $V(360)$ (al 5%). Un comportamiento similar, sin llegar al rechazo de la hipótesis nula para los niveles de significación habituales, lo presenta Iberdrola cuyo estadístico crece al aumentar el valor de q . Estos casos pueden ser debidos a una elección de q superior a la idónea, motivando que la distribución del estimador, como previene Lo, difiera de su límite asintótico. Sin embargo, dado que la elección de q está ligada al proceso que genera la serie y al tamaño muestral utilizado, sin que exista una guía precisa para este propósito, podrían sembrarse algunas dudas sobre persistencia para algunos activos individuales. Pese a todo, es conveniente subrayar que con $V(180)$ y $V(360)$ no se rechaza la hipótesis nula a un 1% de nivel de significación para ningún título, lo que permite avalar que las series de rentabilidades no presentan memoria a largo plazo, por lo menos en el sentido de series temporales utilizado por Lo.

De lo obtenido, parece claro el rechazo de la presencia de persistencia en las series de rentabilidades estudiadas; sin embargo los resultados del procedimiento evolutivo del R/S clásico no permitirían concluir que se trate de variables aleatorias iid o débilmente dependientes (que sería la hipótesis nula de Lo), sino que sugiere que exhiben un tipo de dependencia fuerte de carácter finito.

Quizá el tema de reflexión, descartada la persistencia, se centra en la calificación de la memoria que presentan las series. Si, como señala Peters, la memoria «a largo plazo» que aparece en los fenómenos económicos es finita y su longitud depende del proceso que genera la serie temporal, el cálculo sobre el total de la serie (realizado en el contraste de Lo) puede oscurecer la existencia de dependencias finitas, no pudiendo derivarse de su rechazo la independencia o dependencia débil de las series (obsérvese la intensidad de la dependencia «débil» que con $V(90)$, aproximadamente entre 4 y 5 meses de mercado, todavía 7 títulos revelaban persistencia al 10% y con $V(180)$, aproximadamente 9 meses, se mantenía en 5 títulos a dicho nivel de significación) y puede resultar insensible a algunas alternativas de dependencia a largo plazo como los sistemas deterministas no lineales (Lo 1991, nota 24). No obstante es conveniente recordar que los resultados del procedimiento evolutivo pueden responder a la conducta preasintótica de H al utilizar valores de N pequeños, aunque la ausencia de un test adecuado para verificar este hecho nos impide contrastar esta posibilidad. Adicionalmente la propia denominación de la memoria «a largo pero finita» aludida por Peters es confusa o, cuando menos, imprecisa, lo que le resta utilidad. Pese a lo cual parece un tema sugerente de investigación futura.

4. Conclusiones

En este trabajo se han estudiado las características de las rentabilidades del mercado de valores español en orden a determinar la posible existencia de memoria y, en particular, de memoria a largo plazo.

Para ello se ha aplicado el análisis R/S en sus versiones clásica y modificada. De acuerdo con los resultados se obtiene, como primera conclusión, el rechazo de la hipótesis de que las rentabilidades sean variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas ya que, sobre ella, el análisis clásico resulta claramente potente, hecho reforzado por los resultados del estadístico Ljung-Box sobre las series estudiadas. Este resultado, como indica Lo (1991, p. 1.293) está comenzando a tener consenso entre los investigadores de economía financiera.

En lo referente a la presencia de memoria a largo plazo, los resultados parecen concluyentes con el rechazo de persistencia en las series estudiadas y coincidentes, en este sentido, con los trabajos de Lo (1991), Ambrose *et al* (1993) y MacDonald y Power (1993). No obstante, atendiendo al método evolutivo de estimación de H , se puede apuntar (a falta de un contraste adecuado de significación) la presencia de dependencias fuertes de carácter finito distintas de las consideradas como memoria a corto plazo.

De todo lo expuesto en el trabajo se desprende la necesidad de un mayor esfuerzo investigador que permita derivar guías más concretas para la aplicación de los distintos análisis considerados, así como la exploración de procesos de memoria que permitan una modelización más adecuada del comportamiento de los precios de los activos bursátiles.

Referencias

- Ambrose, B. W.; Weinstock, E. y Griffiths, M. D. (1993): «Fractal Structure in the Capital Markets Revisited» *Financial Analysts Journal*, Mayo-Junio, pp. 73-77.
- Aydogan, K. y Booth, G. G. (1988): «Are There Long Cycles in Common Stock Returns?» *Southern Economic Journal* 55, pp. 141-149.
- Cootner, P. H. (ed.) (1964a): *The Random Character of Stock Market Price*, MIT Press, Cambridge, 1964.
- Cheung, Y. W. (1993): «Test for Fractional Integration: A Monte Carlo Investigation» *Journal of Time Series Analysis* 14, pp. 331-346.
- Davies, R. y Harte, D. (1987): «Test for Hurst Effect» *Biometrika* 74, pp. 95-101.
- Feder, J. (1988): *Fractals*. New York. Plenum Press.
- Geweke, J. y Porter-Hudak, S. (1983): «The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models» *Journal of Time Series Analysis* 4, pp. 221-238.
- Greene, M. T. y Fielitz, B. D. (1977): «Long-Term Dependence in Common Stock Returns» *Journal of Financial Economics* 4, pp. 339-349.
- Hurst, H. E. (1951): «Long-Term Storage of Reservoirs» *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116, pp. 770-808.
- Lo, A. W. (1991): «Long-Term Memory in Stock Market Prices» *Econometrica* 59, pp. 1.279-1.313.
- MacDonald, R. y Power, D. M. (1993): «Persistence in UK Share Returns: Some Evidence From Disaggregated Data» *Applied Financial Economics* 3, pp. 27-38.
- Mandelbrot, B. B. (1972): «Statistical Methodology for Nonperiodic Cycles: from Covariance to R/S Analysis». *Annals of Economic and Social Measurement*, 1, Julio.

- Mandelbrot, B. B. (1975): «Limit Theorems on the Self-Normalized Range for Weakly and Strongly Dependent Processes» *Z. Wahrscheinlichkeitstheorie verw. Gebiete* 31, pp. 271-285.
- Mandelbrot, B. B. y Wallis, J. R. (1969): «Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long Run Statistical Dependence» *Water Resources Research* 5, pp. 967-988.
- Mills, T. C. (1993): «Is There Long-Term Memory in UK Stock Returns» *Applied Financial Economics* 3, pp. 303-306.
- Newey, W. y West, K. (1987): «A Simple Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix» *Econometrica* 55, pp. 703-705.
- Peters, E. E. (1989): «Fractal Structure in the Capital Markets». *Financial Analysts Journal*, Julio-Agosto, pp. 32-37.
- Peters, E. E. (1991): *Chaos and Order in the Capital Markets*. John Wiley & Sons.
- Peters, E. E. (1992): «R/S Analysis Using Logarithmic Returns» *Financial Analysts Journal*, Noviembre-Diciembre, pp. 81-82.
- Peters, E. E. (1994): *Fractal Market Analysis* John Wiley & Sons.
- Wallis, J. R. y Matalas, N. C. (1970): «Small Sample Properties of H and K -Estimators of the Hurst Coefficient h » *Water Resources Research* 6, pp. 1.586-1594.

Abstract

In this paper we apply the R/S analysis to detect the presence of memory patterns in the Spanish stock market return series. The results show that there is no evidence of long-range dependence in the time series sense. Even though long-term persistence is not found, there is evidence of weakly dependent processes, contrary to the hypothesis that the stock markets returns are independently and identically distributed.

Recepción del original, agosto de 1993
Versión final, septiembre de 1994

XI JORNADAS DE ECONOMIA INDUSTRIAL

MADRID 21 y 22 de septiembre 1995
Patrocinadas por la FUNDACION EMPRESA PUBLICA

Objetivo

Propiciar el encuentro y debate periódicos entre los profesionales que tienen una vinculación con los temas de Economía Industrial, sobre la base de la presentación de trabajos originales de investigación realizados en este área.

Envío de ponencias

Las ponencias presentadas en las XI Jornadas deberán ser trabajos no publicados, con una extensión máxima aproximada de 25 folios, y que versen sobre alguno de los temas englobados en el área de Economía Industrial: aspectos teóricos y empíricos sobre la estructura y el funcionamiento de los mercados y empresas.

El envío y aceptación de ponencias se realizará conforme al siguiente calendario:

- 15 de marzo: fecha límite para la recepción de un breve resumen del trabajo (1 ó 2 folios).
- 15 de mayo: fecha límite para la recepción de 2 copias de la versión completa de la ponencia.
- 15 de julio: confección del programa y comunicación a los autores de los trabajos seleccionados.

El resumen y las copias de la versión completa de la ponencia deberán dirigirse a:

Secretaría de las XI JORNADAS DE ECONOMIA INDUSTRIAL
FUNDACION EMPRESA PUBLICA

Pza. Marqués de Salamanca, 8

28006 Madrid - Tels. 577 79 45 - 577 79 48 - Fax: 575 56 41 ó 577 63 89

Comité organizador

M^a Paz Espinosa (Universidad del País Vasco). Tel.: (94) 447 28 00

José Carlos Fariñas (Universidad Complutense y F.E.P.). Tel.: (91) 577 79 29

Miguel A. García Cestona (Univ. Autónoma de Barcelona). Tel.: (93) 581 21 47

Jordi Gual (I.E.S.E. e Inst. de Análisis Económico). Tels.: (93) 204 40 00 - 580 66 12

A. Jorge Padilla (CEMFI). Tel. (91) 429 05 51

Amparo Urbano (Universidad de Valencia). Tel. (96) 386 41 27