



Título: Rentabilidad y eficiencia en el mercado de acciones español

Autor: A.Pieiro

Fecha: 01/01/1990

Número: 0677E

**RENTABILIDAD Y EFICIENCIA EN EL MERCADO
DE ACCIONES ESPAÑOL ***

A. Peiró **

WP-EC 90-05

* Agradezco las críticas y sugerencias realizadas por diversos compañeros del Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia. Los errores existentes sólo se deben a mi contumacia.

** A. Peiró: Universidad de Valencia.

Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.
Primera Edición Diciembre 1990
ISBN: 84-7890-317-8
Depósito Legal: V-3240-1990
Impreso por KEY, S.A., Valencia
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.

**RENTABILIDAD Y EFICIENCIA EN EL MERCADO
DE ACCIONES ESPAÑOL**

A. Peiró

RESUMEN

En el presente trabajo se realiza una aproximación al problema de la eficiencia en el mercado de acciones español. Para ello, tras presentar una caracterización de los rendimientos mensuales reales en el período 1941-1989, se analiza su estacionalidad, la volatilidad que presentan los precios de las acciones en relación a los dividendos que generan y, por último, la autocorrelación de los rendimientos. Los resultados que se obtienen arrojan serias dudas sobre la eficiencia en nuestro mercado de acciones.

ABSTRACT

This paper makes an approximation to the efficiency problem in the Spanish stock market. After presenting a characterization of the real monthly output for the period 1941-1989, it analyzes the seasonality, the volatility of share prices in relation to the dividends they generate and, finally, the output autocorrelation. The obtained results call in question the efficiency of our stock market.

1. INTRODUCCION

En los últimos años se han producido cambios muy notables en la bolsa española. A las espectaculares revalorizaciones experimentadas por muchas acciones, hemos de añadir un fortísimo aumento en los volúmenes de contratación. Estos fenómenos, en conjunción con factores de otra índole como puede ser la nueva regulación legal del mercado de valores, han originado un creciente interés por el mundo bursátil en nuestro país. Pese a ello, aún hoy en día muchos aspectos del mercado de acciones nos son enteramente desconocidos.

El trabajo que aquí presentamos, y del que inmediatamente señalamos su carácter provisional, intenta modestamente contribuir a un mayor conocimiento de ciertas características de la bolsa española y, desde esta perspectiva, hacerse eco de algunos de los problemas e interrogantes teóricos de mayor relevancia en los últimos años.

El objetivo final que perseguimos gira en torno al análisis de la eficiencia en el mercado de acciones español, en el período comprendido entre enero de 1941 y diciembre de 1989. Sin embargo, el desconocimiento inicial de muchos de sus rasgos básicos imprime a las páginas que siguen de una estructura un tanto peculiar que pasamos a exponer.

En el segundo apartado se realiza una breve revisión de la literatura sobre mercados de acciones eficientes. No se debe esperar una correspondencia exacta entre lo discutido en este apartado y el análisis posterior. Ello obedece, además de a la ya mencionada naturaleza inconclusa de este trabajo, a que hemos querido reflejar, dentro de la brevedad de este apartado, el desarrollo lógico de la investigación sobre la eficiencia en los mercados de acciones.

Hasta donde sabemos, ningún trabajo empírico emplea las series que aquí se utilizan. Por este motivo, hemos dedicado el tercer apartado a describir sucintamente la metodología con la que están confeccionados los índices considerados. Precisamente la elección de esta bolsa se debe, además de al hecho de ser la bolsa con mayor volumen de contratación, a la disponibilidad de información estadística desde 1941.

Como ya hemos comentado, antes de pasar a analizar el problema de la eficiencia, se imponía conocer las características más importantes del mercado de acciones español. En el cuarto apartado se lleva a cabo un análisis descriptivo de la evolución de la bolsa española en las últimas décadas así como los contrastes estadísticos de algunas hipótesis básicas.

En el apartado quinto se realiza una aproximación al problema de la eficiencia en la bolsa española. Esta aproximación discurre a lo largo de tres ejes diferentes: la estacionalidad de los rendimientos, la volatilidad de los precios y la estructura de autocorrelación de los rendimientos.

Por último, se enumeran algunas de las conclusiones más importantes alcanzadas, al tiempo que se apuntan posibles líneas futuras de investigación.

Antes de finalizar esta introducción quisieramos hacer dos puntualizaciones que nos parecen importantes. La primera está relacionada con los modelos subyacentes a estas páginas. Todo el trabajo tiene como modelos de referencia principales los modelos de valor descontado o modelos de martingalas. En consecuencia, en ningún momento se consideran otros tipos de modelos como puedan ser el CAPM o el APT.

La segunda observación se refiere al modo de exposición elegido. Hemos optado por no incluir las demostraciones de muchos resultados reproducidos o utilizados aquí. Con ello intentamos

que la lectura resulte más cómoda, sin que el lector necesite entrar en detalles puntuales. En cualquier caso, hemos procurado dar las correspondientes referencias originales.

2. LA TEORIA DE LOS MERCADOS DE ACCIONES EFICIENTES

A lo largo de las últimas décadas la teoría de los mercados de capitales eficientes ha sido el paradigma de referencia de numerosos trabajos, tanto teóricos como empíricos, sobre el comportamiento de los mercados de valores y, muy especialmente, sobre las cotizaciones de las acciones en las distintas bolsas. El núcleo de esta teoría reside en la conocida definición de que los mercados de acciones son eficientes en la medida en que las cotizaciones reflejan toda la información disponible.

La generalidad y ambigüedad de la anterior definición origina serias dificultades, en especial cuando se desea contrastar la eficiencia en mercados concretos. Por ello, es necesario construir modelos formales sobre los mecanismos de formación de precios de las acciones. Dos son los enfoques, más interesantes a nuestros efectos, que han imperado en la literatura, y que responden a sendas interpretaciones de la noción de eficiencia.

Un primer enfoque afirma que los precios de las acciones (o sus logaritmos) siguen paseos aleatorios, de forma que las variaciones en los precios (o las variaciones relativas, medidas por las diferencias logarítmicas) tendrán esperanza cero, varianza constante y no estarán autocorrelacionadas o serán independientes.

Samuelson (1965) demostró que los modelos de paseos

aleatorios no captaban plenamente la idea de eficiencia. Gracias a su aportación se produjo un giro en el enfoque del problema de la eficiencia que propició la aparición de los denominados modelos de martingalas.

Este otro grupo de modelos parte de la consideración de que los precios de las acciones están determinados por sus rendimientos esperados, de acuerdo con

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E[d_{t+i} | \Omega_t] \quad [2.1]$$

donde r es el tipo de descuento, d_t es el dividendo pagado en t y Ω_t es el conjunto de información disponible en t . A partir de [2.1] se tiene que

$$\begin{aligned} E[P_{t+1} | \Omega_t] &= \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E[E[d_{t+i+1} | \Omega_{t+1}] | \Omega_t] = \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E[d_{t+i+1} | \Omega_t] \end{aligned} \quad [2.2]$$

y, utilizando [2.1] y [2.2],

$$P_t = (1+r)^{-1} E[P_{t+1} + d_{t+1} | \Omega_t] \quad [2.3]$$

A la vista de esta última expresión, se puede advertir la similitud que existe entre el proceso $\{P_t\}$ y un proceso estocástico de martingala. Para ser exactos, lo que sigue un proceso de martingala es el valor descontado de aquella inversión en acciones en la que se da una reinversión de los dividendos percibidos. De forma equivalente, bajo el mismo modelo [2.1], los rendimientos de dicha inversión siguen un proceso de juego limpio.

Un buen número de estudios realizados hasta la década de los sesenta se pueden encuadrar dentro del enfoque de modelos de paseos aleatorios. El objetivo principal que se perseguía era contrastar, habitualmente a través de las autocorrelaciones de las variaciones de los precios, si, efectivamente, las cotizaciones seguían un paseo aleatorio. La gran mayoría de trabajos confirmaban dicha hipótesis y si bien algunos trabajos detectaban ciertas vulneraciones, no eran lo suficientemente sólidas como para rechazar la hipótesis de eficiencia ni para ser explotadas lucrativamente, lo que era un interrogante subyacente en muchos trabajos.

Así mismo también se corroboraba que las cotizaciones generalmente se ajustaban con rapidez a la nueva información relevante: anuncios de ampliaciones de capital, anuncios de beneficios, etc. si no lo habían hecho con anterioridad incluso a la publicación de dichos anuncios.

Sin embargo, la teoría de los mercados eficientes, bien asentada en el pensamiento económico a principios de la década de los setenta, pronto iba a ser cuestionada tanto desde la investigación teórica como empírica.

Así, en una serie de trabajos -Grossman y Stiglitz (1976), Grossman (1976), Grossman (1978) y Grossman y Stiglitz (1980), entre otros- se señalaban las paradojas que presentaba la teoría de los mercados eficientes. Así, si los precios de las acciones reflejan toda la información disponible, ¿qué incentivos existen para que los agentes obtengan información? Si no existen incentivos para obtener información, ¿cómo se incorpora ésta a los precios?

Como posteriormente declararían Grossman y Stiglitz (1980): "intentamos redefinir la noción de mercados eficientes, no destruirla". Esta redefinición pasa por permitir cierto grado

de ineficiencia, en el sentido de que los precios no reflejen toda la información. De esta forma, la utilidad esperada será mayor para los individuos informados que para los no informados, si bien en el equilibrio el incremento en la utilidad esperada compensará exactamente los costes, de modo que al agente marginal le será indiferente pagar por la información o permanecer desinformado.

Otra fuente de cuestionamiento de los modelos de eficiencia en los mercados de acciones vino del lado empírico, como consecuencia del estudio de la volatilidad de las cotizaciones. Shiller (1981a y 1981b) y LeRoy y Porter (1981) fueron los primeros en derivar teoremas de acotación de la dispersión de los precios de estos activos y de sus variaciones. Los estudios llevados a cabo mostraban un incumplimiento de las acotaciones teóricas y, por consiguiente, suponían una cierta evidencia en contra de los modelos de eficiencia según [2.1].

Estos trabajos que mostraban un exceso de volatilidad en los precios de las acciones, y especialmente el de Shiller (1981), desencadenaron una controversia centrada en la metodología utilizada que aún hoy continúa (véase, por ejemplo, Flavin (1983), Kleidon (1986a y 1986b) y Marsh y Merton (1986)). Nuevos estudios seguían, generalmente, confirmando los resultados iniciales, lo que ha llevado a autores como West (1988) y Leroy (1989) a aceptar la volatilidad excesiva en los mercados de acciones como un resultado bien establecido.

En un intento de reconciliar la teoría de los mercados eficientes, y especialmente el principio de racionalidad de sus agentes, con la evidencia empírica, se consideró la existencia de burbujas racionales de precios. Esta posibilidad fue bien acogida inicialmente, en la medida en que podía poner a salvo el espíritu de la teoría de los mercados de capitales eficientes. Pero de forma inmediata surgieron dificultades, tanto puramente

teóricas, como de contrastación empírica. Tirole (1982 y 1985) y Diba y Grossman (1988b) obtuvieron resultados teóricos que ponían en tela de juicio la posibilidad lógica de existencia de burbujas. Por otra parte, tampoco se encontró evidencia empírica de la existencia efectiva de burbujas racionales en distintos mercados financieros.

Recientemente, a partir de la crítica de Summers (1986) a algunos contrastes clásicos de eficiencia, se han propuesto diversos modelos, denominados de reversión a la media, que se caracterizan por la existencia de autocorrelaciones negativas en los rendimientos para frecuencias bajas. Fama y French (1988) y Poterba y Summers (1988) han aportado cierta evidencia en favor de estos modelos, si bien ésta no parece concluyente (Kim, Nelson y Startz (1988)).

Por lo que respecta a la bolsa española, diversos trabajos han abordado, directa o tangencialmente, el problema de la eficiencia. Entre ellos cabe mencionar: Berenguer (1973), Palacios (1977), Casanovas (1978), Suárez (1982), Bergés (1984), Bergés, Fanjul y Maravall (1985) y Rubio (1986a, 1986b, 1986c y 1987).

3. SERIES DE INDICES UTILIZADAS

Durante los últimos años, la Bolsa de Madrid ha venido elaborando diferentes índices de precios, confeccionados con metodologías muy diversas y, por lo tanto, apropiados a distintas finalidades. Por otra parte, estos índices cubren distintos niveles, dependiendo de que se persiga mostrar la evolución de

los precios de acciones (índices de valores), de conjuntos de empresas con una actividad afín (índices de grupos), o bien de la totalidad de las acciones admitidas a cotización (índice general).

De todos los índices de la Bolsa de Madrid, los que presentan una cobertura temporal mayor son los denominados índices largos: índice largo normal e índice largo total. Ambos arrancan en diciembre de 1940, son de carácter mensual y corrigen los efectos de las ampliaciones de capital en la misma forma. El tratamiento que reciben éstas, es equivalente a suponer que se acude a la ampliación de capital suscribiendo el máximo número de acciones nuevas que pueden ser financiadas mediante la venta de derechos de suscripción sobrantes, sin desembolso adicional alguno¹. Dicho con otras palabras, esta forma de proceder considera a la ampliación como una "operación blanca" para el inversor.

La diferencia fundamental entre el índice largo normal y el largo total reside en el tratamiento de los dividendos. En el primero el tratamiento es muy simple: no se consideran en absoluto. De ahí que este índice no puede ser contemplado como un índice de rentabilidad, puesto que las rentabilidades que se obtendrían infravalorarían las rentabilidades efectivas. Por el contrario, el índice largo total supone que los dividendos percibidos se reinvierten en la compra del mismo valor que los ha generado al primer cambio ex-dividendo². Por ello el índice largo total es más exactamente un índice de rentabilidades que de precios.

Una vez vistos muy someramente los dos tipos de índices que vamos a utilizar, centraremos nuestra atención en los diferentes niveles que estos cubren. Los índices de grupos se elaboran a

¹ Bolsa de Madrid (1973).

² Bolsa de Madrid (1977).

partir de los índices de valores integrados en el grupo correspondiente. A este respecto, se deben apuntar ciertas matizaciones: en primer lugar, no necesariamente se utilizan todos los valores de un grupo para obtener el índice de ese grupo, sino que habitualmente sólo se utilizan los índices de un subconjunto relativamente reducido de valores, elegidos anualmente de acuerdo con los criterios de capitalización bursátil y de frecuencia de contratación.

En segundo lugar, el índice de grupo es una media ponderada de los índices de valores computados. Los pesos o ponderaciones de cada valor, vigentes a lo largo de un año, vienen dados por el cociente entre la capitalización bursátil de ese valor, al final del período anterior, y la suma de las capitalizaciones bursátiles de todos los valores del grupo seleccionados, también en la misma fecha.

El índice general se elabora a partir de los índices de grupos mediante una media ponderada. Las ponderaciones de cada grupo vienen dadas por el cociente entre la capitalización de todos los valores pertenecientes a ese grupo, aunque no hayan sido utilizados para formar el índice de su grupo, y la capitalización bursátil total.

De lo anteriormente expuesto se sigue que no todos los valores están recogidos en el cómputo del índice general -ni tampoco en el de su grupo-. No obstante, hay que señalar que los valores incluidos suponen una buena parte del valor bursátil total. Así, en el período considerado en este estudio, 1941-1989, los valores utilizados en el índice general han supuesto entre un mínimo del 62'48%, en 1944, y un máximo del 89'38%, en 1950, de la capitalización de todos los valores admitidos a cotización.

De todos los valores admitidos a cotización en la Bolsa de Madrid, sólo 17 han ponderado ininterrumpidamente desde 1941

hasta el momento actual en el Índice General: Exterior, Central, Banesto, Hispano, Hidrola, Iberduero, Sevillana, Azucarera, Ebro, Tabacalera, Inmobiliaria Metropolitana, Portland Valderrivas, Telefónica, Altos Hornos, Petróleos y Unión y Fénix. En el presente trabajo se consideran, además del índice general, los índices de Banesto, Hidrola, Portland Valderrivas, Petróleos y Telefónica, seleccionados de acuerdo con los criterios, entre otros, de diversidad y mayor ponderación.

4. CARACTERIZACION DE LOS RENDIMIENTOS

Tanto para el índice general como para cada uno de los cinco valores anteriormente indicados se ha utilizado el índice largo total mensual, desde diciembre de 1940 hasta diciembre de 1989, ambos inclusive, por ser el que más apropiadamente refleja las rentabilidades. Estos índices se han deflactado dividiendo entre el índice mensual de precios (índice de coste de la vida hasta diciembre de 1975 y, posteriormente, mediante el índice de precios al consumo). Denominaremos a los valores así obtenidos índices largos totales mensuales deflactados (ILTMD), y nos van a permitir medir, a lo largo del tiempo, el valor real de la inversión efectuada en diciembre de 1940 en el correspondiente valor -o cartera, en el caso del índice general-³.

³ De acuerdo con lo visto anteriormente, el supuesto implícito que se realiza en el caso del índice general equivale, aproximadamente, a considerar que la cartera de valores acorde a las ponderaciones del índice general en un determinado año, se vende el último día de ese año a los precios de cierre, adquiriéndose en ese mismo momento otra cartera en arreglo a las ponderaciones del índice general en el año entrante.

En el gráfico 4.1 se muestra la evolución del ILTMD correspondiente al índice general, teniendo como base la unidad en diciembre de 1940. A la vista del gráfico, destaca como el fenómeno más relevante la fortísima caída producida entre, digamos, septiembre de 1973 (ILTMD=6,12) y abril de 1980 (ILTMD=0,82). Ello supone una disminución de casi el 90% en el valor real de la inversión en menos de siete años. Conviene recordar que en ese mismo período el PIB español crecía, en pesetas constantes, más de un 15%, registrándose aumentos positivos en todos estos años. Por otra parte, entre diciembre de 1982 y septiembre de 1987 el ILTMD pasa de 0,83 a 5,52, es decir experimenta un aumento del 565%. Ello contrasta con el hecho de que en otras bolsas del mundo, en los mismos períodos, se han producido, variaciones generalmente mucho menos fuertes que en la bolsa española.

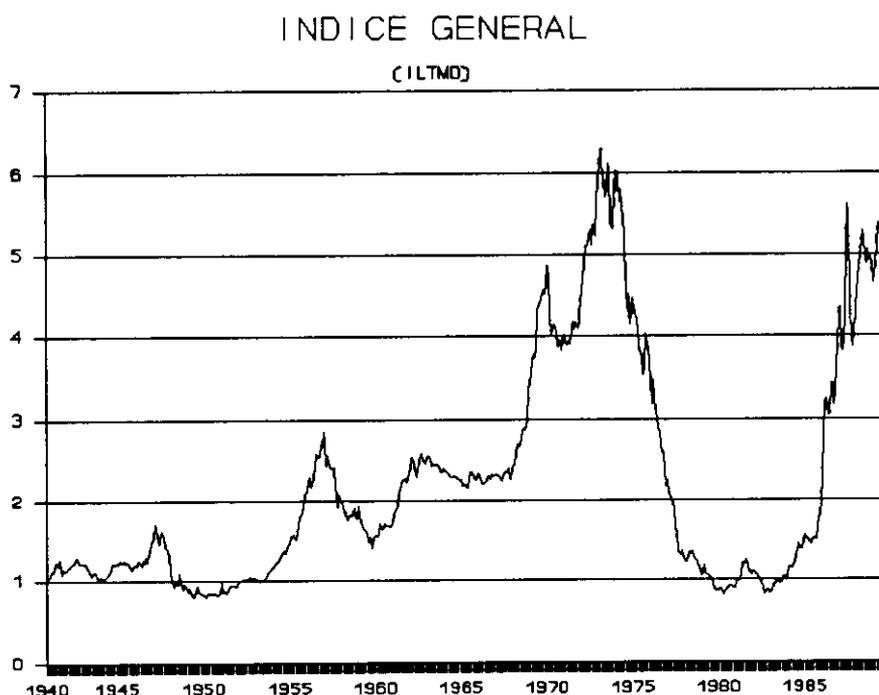


Gráfico 4.1.

A partir de los ILTMD podemos obtener las tasas de variación mensuales reales de las inversiones correspondientes. Para ello tomaremos incrementos logarítmicos. De esta forma medimos el rendimiento mensual real (R) entre t-1 y t mediante

$$R_t = \log (\text{ILTMD}_t) - \log (\text{ILTMD}_{t-1}) \quad [4.1]$$

En el gráfico 4.2 se recogen los rendimientos mensuales reales entre enero de 1941 y diciembre de 1989 correspondientes al índice general. Se pueden observar algunas variaciones extremadamente fuertes, siendo la mayor en valor absoluto la de octubre de 1987 (-32,8%). En el cuadro 4.1 se recogen las mayores variaciones habidas en el ILTMD del índice general y se comparan con las del NYSE. Se puede apreciar que el "crash" de Octubre de 1987 supone, con mucho, la mayor caída en el período 1941-1989, tanto en la Bolsa de Madrid como en el NYSE⁴.

⁴ No obstante hay que señalar que, si bien el 19 de Octubre de 1987 se produjo la mayor variación diaria conocida en la historia del NYSE -Schwert (1989)-, la variación mensual ocupa el octavo lugar en orden de magnitud. Las siete primeras pertenecen al período 1929-1940, de gran volatilidad.

INDICE GENERAL

TASAS DE VARIACION REALES

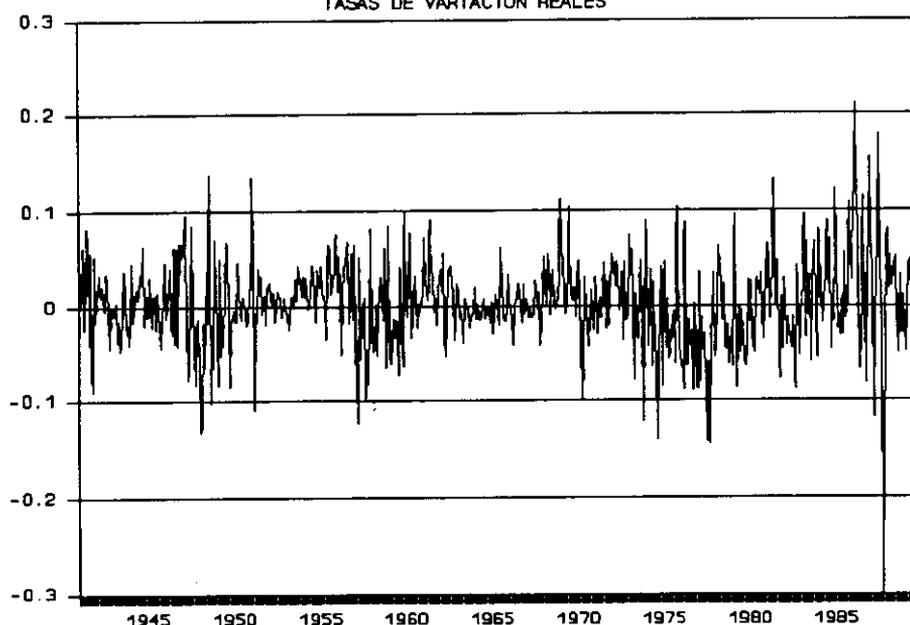


Gráfico 4.2.

BOLSA DE MADRID			NYSE		
Octubre	1987	-0,328	Octubre	1987	-0,216 (8)
Marzo	1986	0,211	Octubre	1974	0,168 (13)
Julio	1987	0,179	Enero	1975	0,135 (23)
Enero	1987	0,154	Enero	1987	0,128 (30)
Octubre	1983	0,151	Enero	1976	0,125 (35)
Febrero	1986	0,148	Agosto	1982	0,125 (36)
Septiembre	1977	-0,143	Noviembre	1973	-0,116 (42)
Julio	1977	-0,141	Octubre	1982	0,116 (43)
Septiembre	1974	-0,139	Noviembre	1962	0,112 (45)
Agosto	1948	0,137	Agosto	1984	0,111 (46)
Febrero	1948	-0,131	Septiembre	1984	-0,110 (48)

Cuadro 4.1. Mayores variaciones mensuales reales en el período 1941-1989. A la derecha, tomadas de Schwert (1989), figuran las mayores variaciones mensuales del NYSE computadas a través del índice CRSP. Entre paréntesis aparece su número de orden en una serie más amplia que se inicia en 1885.

Otro aspecto importante que cabe subrayar es la diferente variabilidad o, si se quiere, volatilidad, de los rendimientos reales que parece observarse a lo largo del tiempo en el gráfico 4.2. Posteriormente volveremos sobre este fenómeno de heteroscedasticidad, que, por otra parte, está siendo ampliamente estudiado en la actualidad.

Para profundizar en el análisis de los rendimientos en la bolsa española, consideremos el cuadro 4.2. En este cuadro la tasa de rendimiento anual se ha calculado mediante

$$\left| \frac{\text{ILTMD}_{89}}{\text{ILTMD}_{40}} \right|^{1/49} - 1 \quad [4.2]$$

donde los subíndices "89" y "40" hacen referencia a que se ha utilizado el ILTMD en diciembre de 1989 y diciembre de 1940, respectivamente (notación que mantendremos en lo sucesivo). La variación mensual media es la media de los rendimientos mensuales reales, mientras que en la tercera línea se recoge su desviación típica muestral.

	I.GRAL.	BANES.	HIDRO.	VALDE.	PETRO.	TELEF.
Rdto. anual	0,0331	0,0797	0,0347	0,0920	0,0457	0,0241
Var. mens. media	0,00272	0,00639	0,00284	0,00734	0,00373	0,00199
Desv. típica	0,0488	0,0703	0,0659	0,0789	0,0806	0,0617
Rango St.	11,04	9,99	8,13	12,53	9,92	12,17
Asimetría	-0,344 (0,101)	-0,023 (0,101)	0,419 (0,101)	-0,382 (0,101)	-0,269 (0,101)	0,282 (0,101)
Kurtosis	7,32 (0,202)	6,24 (0,202)	4,74 (0,202)	11,63 (0,202)	7,11 (0,202)	10,15 (0,202)
K-S	0,0630 (0,019)	0,0597 (0,030)	0,0646 (0,014)	0,0921 (0,000)	0,0813 (0,001)	0,103 (0,000)
R. St. (-Oct. 87)	7,55	7,33	8,14	8,34	8,16	11,31
Asim. (-Oct. 87)	-0,176	0,342	0,416	0,577	0,117	0,650
Kur. (-Oct. 87)	4,36	4,59	4,73	5,43	5,25	9,14
K-S (-Oct. 87)	0,0532 (0,072)	0,0516 (0,088)	0,0646 (0,015)	0,0915 (0,000)	0,068 (0,001)	0,0997 (0,000)

Cuadro 4.2. Explicación del contenido en el texto.

A continuación se muestra el rango studentizado. La asimetría se ha computado mediante

$$\frac{\Sigma(R_t - \bar{R})^3 / T}{[\Sigma(R_t - \bar{R})^2 / T]^{3/2}} \quad [4.3]$$

y este coeficiente se distribuye asintóticamente, bajo el supuesto de normalidad, como una $N(0, 6/T)$, donde $T (=588)$ es el tamaño muestral. Utilizando esta distribución se muestran, entre paréntesis, las desviaciones típicas asintóticas de las estimaciones de los coeficientes de asimetría.

Respecto a la kurtosis, ésta se ha obtenido a través de la expresión

$$\frac{\Sigma(R_t - \bar{R})^4 / T}{[\Sigma(R_t - \bar{R})^2 / T]^2} \quad [4.3]$$

y este estadístico se distribuye asintóticamente, bajo normalidad, como una $N(3, 24/T)$. Igualmente se muestran entre paréntesis las desviaciones típicas asintóticas. El estadístico K-S es el estadístico de Kolmogorov-Smirnov utilizado para contrastar la normalidad, habiéndose estimado los parámetros de las distribuciones. Entre paréntesis aparecen los niveles de significación críticos correspondientes. Por último, se acompañan también los rangos studentizados, los coeficientes de asimetría, de kurtosis y los estadísticos K-S, así como sus niveles críticos, que se obtienen excluyendo de las muestras la observación correspondiente a Octubre de 1987.

A la vista de todos estos estadísticos, se pueden apuntar algunas reflexiones y conclusiones:

1) El rango studentizado y el estadístico de Kolmogorov-Smirnov nos conducen a rechazar la normalidad de los rendimientos, para el nivel de significación convencional de 0,05, si bien, según el estadístico de Kolmogorov-Smirnov, ésta se podría admitir, al mismo nivel de significación, para el índice general y para Banesto, si excluimos las observaciones correspondientes a octubre de 1987. Este alejamiento de la normalidad se debe, al menos parcialmente, al elevado grado de kurtosis que presentan los rendimientos, al igual que ocurre con muchos activos de diversa naturaleza.

El cuestionamiento de la normalidad de los rendimientos tiene una larga tradición en la literatura sobre mercados de acciones (véase Mandelbrot (1963), Fama (1970 y 1976), Clark (1973) y Bookstaber y McDonald (1987), entre otros). Desde nuestra óptica, el aspecto clave concierne a la validez de los posibles contrastes que se efectúen. Es sabido que algunos estadísticos son bastante robustos a la ausencia de normalidad, mientras que, por el contrario, otros son muy sensibles al tipo de distribución subyacente. En los dos puntos siguientes se considera este problema para sendos contrastes.

2) Una primera hipótesis interesante a contrastar sería si la esperanza poblacional es cero. Ello equivale a contrastar si el rendimiento esperado es cero. El estadístico t , utilizado habitualmente para este tipo de contrastes es bastante robusto a la no normalidad, pero puede verse notablemente alterado por la falta de independencia en la muestra. Como se verá posteriormente, existe una estructura de autocorrelación en los rendimientos bastante compleja, pero lo suficientemente débil como para aceptar la validez del contraste convencional que supone independencia.

Una vez hechas estas consideraciones, en el cuadro 4.3 figuran los t -ratios así como los niveles de significación

críticos de este contraste. Se observa que solamente existe un rechazo claro de que la esperanza de los rendimientos es cero para Banesto y Valderrivas.

Valor	t-ratios	N.S.C.
Ind. Gral.	1,35	0,089
Banesto	2,20	0,014
Hidrola	1,04	0,149
P. Valderrivas	2,25	0,012
Petróleos	1,12	0,132
Telefónica	0,78	0,218

Cuadro 4.3. t-ratios y niveles de significación críticos del contraste de nulidad de la esperanza de los rendimientos mensuales. Los niveles de significación críticos corresponden al contraste de la hipótesis nula de que la esperanza de los rendimientos es cero frente a la hipótesis alternativa de que son mayores que cero (contraste de una cola).

3) Hemos visto anteriormente en el gráfico 4.2 que existían indicios de diferentes grados de volatilidad a lo largo del tiempo. Actualmente, un punto sujeto a discusión respecto a otras bolsas mundiales es, no ya si la volatilidad es excesiva, sino si en los últimos años ésta ha sido mayor que anteriormente. En el cuadro 4.4 se puede apreciar como la variabilidad de los rendimientos ha sido mucho mayor en la última década que en las décadas precedentes. Podíamos pensar en contrastar esta hipótesis

Período	Media	Desv. Tip.
1941-1949	-0,00170	0,0482
1950-1959	0,00519	0,0408
1960-1969	0,00892	0,0284
1970-1979	-0,01365	0,0506
1980-1989	0,01439	0,0645

Cuadro 4.4. Medias y desviaciones típicas muestrales de los rendimientos mensuales reales derivados del índice general.

a través del estadístico F de la razón de varianzas. Sin embargo este estadístico es muy poco robusto a la no normalidad. Para solucionar este problema Box (1953) (véase Kendall, Stuart y Ord (1987)) propuso corregir los grados de libertad del numerador y denominador, v_1 y v_2 , respectivamente, de la siguiente forma

$$v_i = (n_i - 1) \left(1 + \frac{\beta_2 - 3}{2} \right)^{-1} \quad [4.4]$$

para $i=1,2$ y donde n_i es el número de observaciones correspondientes y β_2 es el coeficiente de kurtosis de la distribución. En el cuadro 4.5 se muestran los niveles críticos del contraste F de igualdad de varianzas en los rendimientos del período Enero 1980-Diciembre 1989 y los del período Enero 1941-Diciembre 1979, con la corrección de grados de libertad anteriormente indicada, utilizando la estimación del coeficiente de kurtosis.

Valor	G. de lib. (correg.)		Estad. F	N.S.C.
	Numer.	Denom.		
Ind. Gral.	38	148	2,20	0,0004
Banesto	45	178	1,91	0,0016
Hidroala	64	250	1,73	0,0016
Valderr.	22	88	2,73	0,0005
Petróleos	39	153	2,24	0,0003
Telefónica	26	102	2,02	0,0069

Cuadro 4.5. Contraste de la igualdad de varianzas de los rendimientos mensuales del índice general en el período 1980-1989 y en el período 1941-1979. Para cada valor figuran los grados de libertad del numerador y denominador después de haber realizado la corrección indicada en el texto, el estadístico F para contrastar la igualdad de varianzas y, por último, el nivel de significación crítico del contraste.

De la lectura de los niveles de significación críticos se desprende que la volatilidad de cada uno de los valores considerados, así como del índice general ha sido mucho mayor en la última década que en los años precedentes.

5. APROXIMACION AL ANALISIS DE LA EFICIENCIA EN EL MERCADO DE ACCIONES ESPAÑOL

A lo largo de las páginas siguientes nos proponemos realizar una aproximación al análisis de la eficiencia en la bolsa española. Esta aproximación se centra en tres aspectos: la estacionalidad de los rendimientos, la volatilidad de los precios y la autocorrelación de los rendimientos.

Queremos insistir en que se trata de una simple aproximación, si bien enfocada desde diversos ángulos. En ningún caso los resultados pretenden ser definitivos sino, por el contrario, servir de punto de arranque de una reflexión que deberá prolongarse en extensión y profundidad.

5.1. ESTACIONALIDAD EN LOS RENDIMIENTOS MENSUALES

En principio, los modelos de eficiencia como [2.1] no permiten suponer la existencia de estacionalidad en los rendimientos bursátiles. Sin embargo, varios factores estacionales se han puesto de manifiesto en estudios empíricos de distintos mercados de acciones. La mayoría de estos efectos estacionales,

como el efecto "fin de semana", solamente se pueden captar si se disponen de datos diarios. Con datos mensuales, la anomalía estacional más conocida es el "efecto enero". Numerosos estudios realizados en distintas bolsas concluyen que los rendimientos correspondientes a enero son significativamente mayores que los de los restantes meses del año. Esto es especialmente cierto respecto a las acciones de empresas pequeñas, concentrándose este efecto, sobre todo, en los primeros días del año.

Las explicaciones propuestas hasta la fecha a este fenómeno han sido muy variadas, destacando entre todas ellas dos líneas de trabajo: motivos fiscales y aumentos en el riesgo. Sin embargo, hasta la fecha no parece que ninguna de todas estas explicaciones pueda dar cuenta adecuadamente de la naturaleza y envergadura de este fenómeno.

Por nuestra parte, a continuación nos proponemos indagar en torno a la posible estacionalidad de los rendimientos. Para ello regresamos los rendimientos de cada uno de los índices frente a un conjunto de doce variables ficticias indicativas del mes correspondiente,

$$R_t = \beta_1 M1_t + \beta_2 M2_t + \beta_3 M3_t + \beta_4 M4_t + \beta_5 M5_t + \beta_6 M6_t + \beta_7 M7_t + \beta_8 M8_t + \beta_9 M9_t + \beta_{10} M10_t + \beta_{11} M11_t + \beta_{12} M12_t + u_t \quad [5.1]$$

donde el regresor $M1$ toma el valor uno si la observación corresponde al mes de enero y cero en cualquier otro caso, $M2$ toma el valor uno si la observación corresponde a febrero y cero en cualquier otro caso y así sucesivamente, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{12}$ son coeficientes que deseamos estimar y u_t es el término de perturbación. Los resultados de las regresiones se adjuntan en el cuadro 5.1. En él figuran en sentido vertical las estimaciones de los coeficientes, los t-ratios correspondientes al contraste de nulidad de los coeficientes, el coeficiente de determinación y el estadístico de Durbin-Watson.

A la vista de los resultados presentados, se observa la existencia de una fuerte estacionalidad en los rendimientos. En particular, para los rendimientos derivados del índice general se pueden apreciar efectos estacionales significativos en los meses de enero, febrero, julio, agosto y octubre, si bien el de este último mes se reduce muy apreciablemente al excluir la observación correspondiente a octubre de 1987⁵.

Una idea de la magnitud de la estacionalidad existente en los rendimientos del índice general nos la proporciona el coeficiente de determinación. Más del 6% (4,4% en el caso del coeficiente de determinación corregido) de la variación de los rendimientos es explicable por la estacionalidad. Esta sorprendente cifra es muy superior a la que se obtiene para otras bolsas mundiales, donde lo habitual es que la variación de los rendimientos mensuales reales explicable por la estacionalidad sea claramente inferior a 0,03.

Otra intuición de la magnitud de la estacionalidad nos la da el hecho de que si excluimos los meses de enero y febrero, el rendimiento mensual real medio se vuelve **negativo**, o, en otras palabras, toda la rentabilidad proviene de los dos primeros meses del año. De esta forma se puede afirmar que un inversor que hubiera seguido año tras año la estrategia de comprar una cartera acorde con la composición del índice general, a finales de diciembre para venderlas a finales del mes de febrero siguiente habría obtenido una rentabilidad mayor que aquel que hubiera mantenido su inversión ininterrumpidamente. A la vista del cuadro [5.1] se tiene que casi lo mismo se podría decir con respecto a los meses de julio y agosto, en lugar de enero y febrero.

⁵ En este caso $\beta_{10} = -0,0094$, $\sigma^2(\beta_{10}) = 0,0066$ y el ratio-t es igual a -1,413.

	GENERAL	BANESTO	HIDROLA	VALDER.	PETROL.	TELEFO.
M1	0,0245 (3,59)	0,0408 (4,15)	0,0174 (1,87)	0,0292 (2,60)	0,0387 (3,41)	0,0193 (2,21)
M2	0,0131 (1,91)	0,0118 (1,20)	0,0069 (0,74)	0,0264 (2,34)	0,0100 (0,88)	0,0063 (0,72)
M3	-0,0007 (-0,10)	0,0046 (0,47)	-0,0021 (-0,22)	0,0078 (0,69)	-0,0221 (-1,94)	-0,0021 (-0,23)
M4	0,0044 (0,65)	0,0013 (0,13)	-0,0101 (-1,08)	0,0022 (0,19)	0,0203 (1,79)	0,0042 (0,48)
M5	-0,0102 (-1,50)	-0,0085 (-0,86)	-0,0070 (-0,75)	0,0148 (1,31)	-0,0141 (-1,24)	-0,0072 (-0,82)
M6	0,0031 (0,47)	-0,0025 (-0,25)	0,0032 (0,35)	0,0104 (0,93)	0,0042 (0,37)	0,0175 (2,00)
M7	0,0160 (2,35)	0,0242 (2,45)	0,0134 (1,43)	0,0130 (1,16)	0,0119 (1,05)	0,0140 (1,61)
M8	0,0146 (2,15)	0,0313 (3,18)	0,0239 (2,57)	0,0074 (0,66)	0,0183 (1,61)	0,0080 (0,91)
M9	-0,0108 (-1,59)	-0,0102 (-1,03)	-0,0083 (-0,89)	0,0031 (0,28)	0,0019 (0,17)	-0,0207 (-2,37)
M10	-0,0158 (-2,32)	0,0169 (-1,72)	-0,0010 (-0,11)	-0,0116 (-1,03)	-0,0143 (-1,26)	-0,0135 (-1,55)
M11	-0,0096 (-1,41)	0,0000 (0,00)	-0,0214 (-2,30)	-0,0024 (-0,21)	-0,0162 (-1,43)	-0,0072 (-0,83)
M12	0,0039 (0,57)	0,0007 (0,07)	0,0191 (2,05)	-0,0122 (-1,09)	0,0060 (0,53)	0,0053 (0,61)
	R ² =0,062 DW=1,645	R ² =0,057 DW=1,971	R ² =0,040 DW=2,128	R ² =0,024 DW=1,999	R ² =0,045 DW=1,918	R ² =0,037 DW=1,887

Cuadro 5.1. Explicación del contenido en el texto.

Centrándonos ahora en el mes de enero, sus rendimientos son, con diferencia, los mayores. De hecho, casi las tres cuartas partes de la rentabilidad real del período muestral provienen exclusivamente de dicho mes. No disponemos de ninguna explicación

satisfactoria de este fenómeno. En particular, no parece que sea totalmente explicable por causas fiscales, si bien sería necesario realizar un análisis detallado. Tampoco parecen viables explicaciones a través de incrementos en el riesgo (véase Rubio (1986b, 1986c)).

No obstante, queremos apuntar otras posibilidades que, pensamos, merecen investigaciones ulteriores. En primer lugar, durante mucho tiempo en la bolsa española se ha cambiado la base del índice general diario cada final de año. Esto puede provocar efectos psicológicos en los inversores que expliquen, en alguna medida, la importancia del efecto enero en la bolsa española. Por otra parte, los meses que presentan rentabilidades mayores coinciden o son inmediatamente posteriores a aquellos en los que las percepciones salariales así como ciertas retribuciones del capital como los dividendos son mayores. De esta forma, cabe la posibilidad de que la estacionalidad en variables como, por ejemplo, los ALP⁶, puede incidir en alguna medida en la estacionalidad de los rendimientos bursátiles.

Por último queremos llamar la atención sobre el valor tan bajo que se obtiene para el estadístico de Durbin-Watson en la regresión correspondiente al índice general. Este valor contrasta con los que se obtienen en las restantes regresiones. Posteriormente volveremos sobre este punto y esbozaremos una justificación (parcial) a este fenómeno.

⁶ Sobre la estacionalidad de ALP y de sus componentes puede verse el reciente trabajo de Sastre (1990).

5.2. LOS DIVIDENDOS Y LA VOLATILIDAD DE LOS PRECIOS

Uno de los argumentos principales que se esgrimen para cuestionar la eficiencia de los mercados de acciones se centra en la aparente excesiva volatilidad que presentan los precios en relación a los que se derivan de la expresión [2.1]. Como ya hemos visto anteriormente, a partir de Shiller (1981b) y Leroy y Porter (1981) se inician los trabajos conducentes a detectar y contrastar este fenómeno. De todas las acotaciones derivadas por estos autores, la que ha recibido mayor atención es la que establece que la varianza de los precios no puede ser mayor que la varianza del valor descontado de los dividendos futuros. Es decir,

$$\text{Var} (P_t) \leq \text{Var} \left(\sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} d_{t+i} \right) \quad [5.2]$$

Por nuestra parte nos proponemos replicar el trabajo de Shiller (1981b), y comprobar si se verifica la anterior acotación para la bolsa española, si bien introduciendo algunas modificaciones. El primer problema que se nos plantea es la no disponibilidad de series de dividendos. Por ello, a partir de los índices largos totales y normales obtenemos los dividendos mensuales percibidos por un agente que hubiera invertido una peseta en diciembre de 1940 en una cartera formada de acuerdo con la composición del índice general⁷.

Esta serie de dividendos mensuales, una vez deflactada, presenta algunos valores que, inicialmente, se podrían calificar de anómalos. Algunos de ellos obedecen a motivos determinados, como puede ser un incremento conocido con anticipación en los tipos de retención a cuenta del impuesto sobre la renta de las personas físicas. Sin embargo existen otros dos valores anómalos,

⁷ Ver nota 3.

pertenecientes julio de 1987 y diciembre de 1988, para los que no tenemos ninguna explicación convincente. De hecho la tasa de rentabilidad anual por dividendos calculada por nosotros para el índice general esta muy próxima a la publicada por la Bolsa de Madrid de caracter global, con excepción de 1987 y 1988, años para los que obtenemos rentabilidades absurdamente altas. Debido a ello, aunque podríamos haber obtenido por otros procedimientos los valores correspondientes a estos años, hemos optado por utilizar la muestra hasta finales de 1986, en tanto no consigamos esclarecer esta anomalía.

Para evitar los problemas que plantea la fuerte estacionalidad existente en los dividendos mensuales, se obtienen los dividendos anuales deflactados (DAD_t), mediante la agregación de los dividendos mensuales deflactados. Obviamente la serie DAD_t carece de estacionalidad, dada su naturaleza anual. No obstante se debe señalar que la anticipación en el pago de dividendos comentada anteriormente, puede afectar también a estas magnitudes, en la medida en que el desplazamiento en el tiempo suponga un cambio de año. Este es el caso ocurrido en diciembre de 1983, período en el que, además de los pagos de dividendos propios de este mes, se realizaron una buena parte de los previstos para los meses siguientes.

Si dispusiéramos de la serie de dividendos anuales desde $t=1941$ hasta $t=\text{infinito}$, podríamos expresar para el período considerado, en función de r , el valor del segundo miembro de [5.2], que llamaremos valor ex-post, y proceder a comprobar si se verifica esta acotación. Evidentemente ello no es así, y la serie de dividendos considerada finaliza en 1986. Por ello dentro de la misma lógica del modelo [2.1], podemos tomar un valor terminal (VT) a finales de 1986, que supondremos igual al valor actual esperado de los dividendos reales que generará dicha acción a partir de 1987. Es decir,

$$VT = \sum_{i=87}^{\infty} (1+r)^{86-i} DAD_i \quad [5.3]$$

Llegados a este punto, se plantean los problemas de la elección del valor terminal (VT) y del tipo de descuento (r) apropiados. Dado que la muestra utilizada comprende solamente 46 años, la elección del valor terminal no es un problema banal, pues su peso puede tener una importancia considerable en la serie de valores ex-post, para los tipos de descuento que, a priori, se juzgan razonables.

Con la información disponible, dos son los valores terminales que parecen más razonables. En primer lugar, en la medida en que los precios parecen seguir un proceso estacionario de primer orden, una decisión prudente es tomar la media de los precios observados. Otra posibilidad, en coherencia interna con el modelo [2.1], es tomar como valor terminal el precio efectivamente observado en diciembre de 1986.

El otro problema es la decisión sobre el tipo de descuento a aplicar. Esta dificultad se agrava cuando nos planteamos la posibilidad de considerar el tipo de descuento variable a lo largo del tiempo. Por ello, vamos a limitarnos a considerar un único tipo de descuento. Bajo el supuesto de que precios reales (índices largos normales deflactados) y dividendos reales (DAD_t) siguen un proceso estocástico estacionario de orden uno, al tomar esperanzas en [2.1] se obtiene

$$E[ILND] = E[DAD] \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} \quad [5.5]$$

de donde

$$\frac{1}{r} = \frac{E[ILND]}{E[DAD]} \quad [5.6]$$

y podemos tomar como estimación de r el dividendo medio dividido entre el precio medio, o , lo que es lo mismo, la rentabilidad media por dividendos. Con nuestros datos esta rentabilidad media es de 0,0320 y éste es el tipo de descuento que vamos a utilizar en la obtención de los valores ex-post. Tanto la evolución de los precios como la de los valores ex-post se reflejan en la gráfica 5.1. En ella se puede apreciar, en primer lugar, que el valor terminal tiene cierta importancia, si bien conforme nos remontamos hacia atrás se va volviendo relativamente reducida. En segundo lugar, cualquiera de las series de valores ex-post es mucho más suave que la de precios, lo que es argumento en favor de la tesis de la existencia de una volatilidad excesiva en los mercados de acciones. Más precisamente, la desviación típica de la serie de precios es 0,442 mientras que las de las series de valores ex-post son 0,051, para la de valor terminal igual a la media y 0,129, para la otra. Esto supone una vulneración de la acotación [5.2] y, en consecuencia, una fuerte evidencia empírica en contra del modelo [2.1].

Al hilo de la argumentación desarrollada hasta aquí, pueden quedar reticencias ante los valores terminales o el tipo de descuento empleados. Por este motivo se han obtenido series de valores ex-post para valores terminales y tipos de descuento bien diversos. Para los valores terminales propuestos no existe ningún tipo de descuento positivo que verifique la acotación [5.2]. Por otra parte, para el tipo de descuento empleado, el valor terminal debía ser casi cinco veces mayor que el correspondiente a diciembre de 1986 para que se cumpliera esta acotación. Por último, tampoco al combinar distintos tipos de

descuento y valores terminales se obtienen valores razonables de estas magnitudes que verifiquen [5.2].

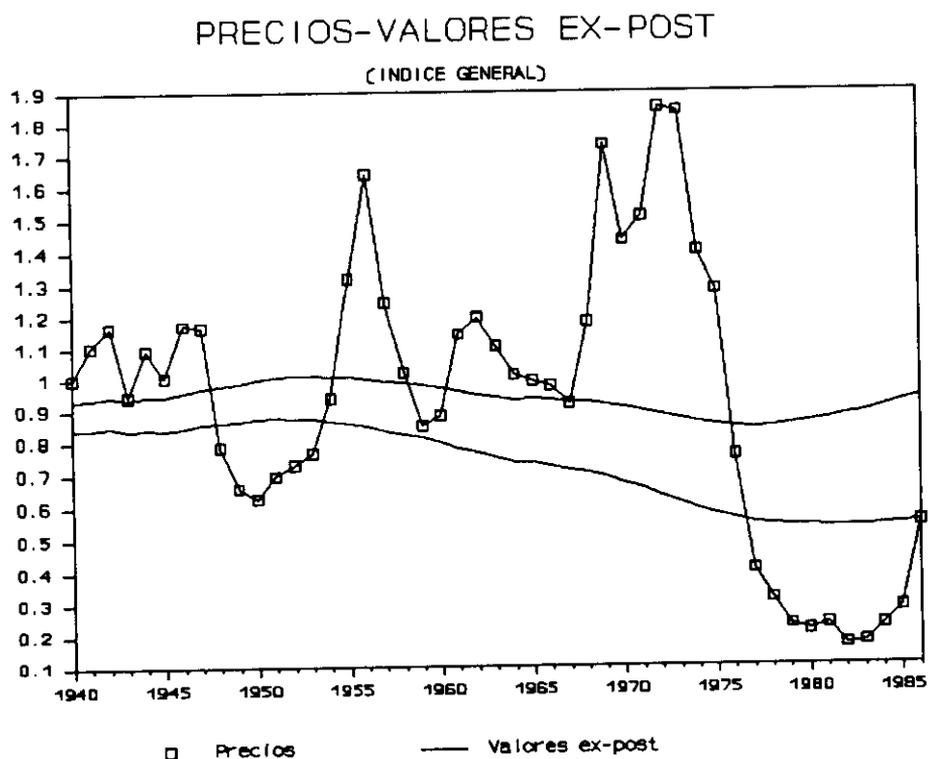


Gráfico 5.1.

5.3. AUTOCORRELACION EN LOS RENDIMIENTOS Y REVERSION A LA MEDIA

A continuación analizaremos la estructura de autocorrelación de los rendimientos mensuales reales derivados del índice general así como los correspondientes a Banesto, Hidrola, Valderrivas, Petróleos y Telefónica. Como quiera que existen serias dudas sobre la normalidad de los rendimientos, y habida cuenta de la importancia que van a tener estas funciones de autocorrelación en las páginas siguientes, es procedente realizar algunas

precisiones.

Los coeficientes de autocorrelación han sido estimados mediante

$$\hat{\phi}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (R_t - \bar{R})(R_{t+k} - \bar{R})}{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2} \quad [5.7]$$

donde $T=588$ es el número de observaciones disponibles y R es la media muestral de los rendimientos. Es sabido que este estimador es sesgado, siendo su sesgo $-1/(T-k)$ bajo el supuesto de que el proceso es ruido blanco.

Por lo que respecta a la varianza de $\hat{\phi}_k$, Bartlett propuso en 1946, para procesos normales, la siguiente aproximación:

$$\text{Var}(\hat{\phi}_k) \approx \frac{1}{T} \sum_{i=-\infty}^{\infty} (\phi_i^2 + \phi_{i+k}\phi_{i-k} - 4\phi_k\phi_i\phi_{i-k} + 2\phi_k^2\phi_i^2) \quad [5.8]$$

En la práctica, para estimar $\text{Var}(\hat{\phi}_k)$ (y así lo hacen la mayoría de programas), se sustituyen los coeficientes de autocorrelación por sus estimaciones de acuerdo con [5.7] y, además se igualan a cero los coeficientes de orden superior a k , con lo que se tiene,

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{\phi}_k) \approx \frac{1}{T} (1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} \hat{\phi}_i^2) \quad [5.9]$$

Debemos señalar que el valor exacto de $\text{Var}(\hat{\phi}_k)$ depende de los momentos de cuarto orden, que justamente son muy elevados en los casos que estamos analizando. La aproximación de Bartlett

igual a tres estos momentos (ausencia de kurtosis), como consecuencia del supuesto de normalidad.

Por lo demás, la distribución exacta de los coeficientes de correlación estimada en muestras pequeñas es extremadamente complicada. Como resultado asintótico se tiene que, bajo determinadas condiciones relativamente generales en las que no necesariamente figura la normalidad, $T^{1/2}(\hat{\phi}_k - \phi_k)$ sigue una distribución normal de esperanza cero y con varianza T veces la indicada en la expresión [5.8]⁸.

Habitualmente, los contrastes de significatividad de los coeficientes de autocorrelación se realizan ignorando el sesgo y utilizando [5.9]. No obstante, aun tomando como referencia un nivel de significación de 0,05, muchos autores recomiendan tomar el intervalo

$$\hat{\phi}_k \pm c (\widehat{\text{Var}}(\hat{\phi}_k))^{1/2} \quad [5.10]$$

con c igual a 1,5 ó 1,6 en lugar del valor tabulado para la distribución normal 1,96, cuando se contrasta la significatividad de los coeficientes de correlación de órdenes más bajos.

Hechas estas precisiones, en el cuadro 5.2 se muestran los coeficientes de autocorrelación estimados de acuerdo con [5.7], así como las estimaciones de sus desviaciones típicas computadas mediante la raíz cuadrada del segundo miembro de [5.9]. La función de autocorrelación estimada de los rendimientos del índice general presenta una estructura muy compleja, al tiempo que unos valores elevadísimos respecto a lo que era de esperar. Se puede observar que los coeficientes de correlación correspondientes a órdenes bajos son mayoritariamente positivos.

⁸ Véase Priestley (1981).

De hecho, nueve de los doce primeros valores son mayores que 1,5 veces sus correspondientes desviaciones típicas estimadas, de los cuales, a su vez, seis son más del doble. Especialmente altos son los coeficientes de autocorrelación de orden uno (0,1895) y de orden seis (0,1789). Por otra parte, otro fenómeno notable es la abundancia de valores negativos para retardos superiores a seis años, si bien, en su gran mayoría, no son significativamente distintos de cero. A continuación, dado este patrón de autocorrelación tan sorprendente (que se reproduce de forma casi idéntica al trabajar con rendimientos nominales), pasamos a analizar algunas de sus posibles causas.

En la literatura sobre mercados de capitales eficientes se ha señalado frecuentemente la existencia del llamado efecto Fisher. La causa de este efecto es la no simultaneidad en la contratación de los distintos valores que integran el índice estudiado, lo que tiende a provocar autocorrelaciones positivas para los retardos pequeños. Así, por ejemplo, si se produce un hecho positivo para las cotizaciones bursátiles, su impacto no se dejará sentir al mismo tiempo para todos los valores, sino a medida en que estos se van negociando.

Por lo que respecta a la bolsa española, para casi todo el período analizado y para casi todos los valores, la contratación de acciones se ha efectuado a través de los corros que tenían lugar durante un único breve período al día para cada uno de los grupos. Este sistema de contratación posiblemente provoque autocorrelaciones de orden uno elevadas cuando se trabaje con datos diarios, pero es muy dudoso que pueda provocar autocorrelaciones elevadas cuando se trabaja con datos mensuales.

No solamente el sistema de contratación de corros puede originar el efecto Fisher. La bolsa española ha sido repetidamente calificada de "estrecha" y muchos de los valores

que han ponderado para el índice general a lo largo de las últimas cinco décadas, han permanecido sin cotizar períodos relativamente largos, a menudo de semanas. Este hecho, pensamos, sí que puede contribuir a explicar la elevada autocorrelación de orden uno, si bien no explica las correlaciones de órdenes superiores, máxime cuando las correlaciones de orden dos y tres son muy pequeñas. Por otra parte, esta tesis viene avalada por los bajos coeficientes de orden uno estimados para cada uno de los cinco valores, tal y como se recoge en el cuadro 5.2.

Otro factor que, inicialmente, podría considerarse causante de la autocorrelación es la fuerte estacionalidad existente en los rendimientos correspondientes al índice general, que ya hemos comentado anteriormente. Esta hipótesis resulta atractiva, ya que, por ejemplo, al considerar los cuatro meses cuyos rendimientos medios son mayores (enero, febrero, julio y agosto), se podría pensar que a través de los efectos estacionales correspondientes a estos meses se da cuenta de las autocorrelaciones de orden uno (enero/febrero, julio/agosto), de orden seis (enero/julio, febrero/agosto), de orden siete (enero/agosto, julio/febrero) y, evidentemente, de orden doce, así como alguna otra fruto de las interdependencias.

	INDICE GENERAL		BANESTO		HIDROLA	
	COEFI.	D.TIP.	COEFI.	D.TIP.	COEFI.	D.TIP.
1	0.1895	0.0412	0.0245	0.0412	-0.0603	0.0412
2	0.0288	0.0427	0.0203	0.0413	-0.0228	0.0414
3	-0.0048	0.0427	0.0035	0.0413	0.0081	0.0414
4	0.0858	0.0427	-0.0124	0.0413	0.0115	0.0414
5	0.1417	0.0430	0.0787	0.0413	0.0416	0.0414
6	0.1789	0.0438	0.0856	0.0415	0.1006	0.0415
7	0.0666	0.0450	0.0686	0.0418	-0.0486	0.0419
8	0.0808	0.0452	-0.0616	0.0420	0.0506	0.0420
9	0.0169	0.0454	0.0029	0.0422	0.0114	0.0421
10	0.0679	0.0455	0.0815	0.0422	-0.0640	0.0421
11	0.1173	0.0456	0.0098	0.0425	0.0518	0.0423
12	0.1275	0.0461	0.1611	0.0425	0.0389	0.0424
13	0.0190	0.0467	-0.0182	0.0435	-0.0494	0.0424
14	-0.0196	0.0467	-0.0699	0.0435	-0.0206	0.0425
15	0.0533	0.0468	-0.0731	0.0437	0.0304	0.0426
16	0.0958	0.0469	0.0081	0.0439	-0.0181	0.0426
17	0.0752	0.0472	0.0528	0.0439	0.0646	0.0426
18	0.0389	0.0474	0.0668	0.0440	0.0460	0.0428
19	-0.0631	0.0474	-0.0474	0.0442	-0.0506	0.0429
20	-0.0130	0.0476	-0.0280	0.0443	0.0209	0.0430
21	0.0382	0.0476	0.0066	0.0443	0.0154	0.0430
22	0.0107	0.0476	-0.0054	0.0443	-0.0109	0.0430
23	0.0182	0.0477	0.0188	0.0443	0.0109	0.0430
24	0.0859	0.0477	0.1147	0.0443	0.0182	0.0430
25	0.0864	0.0479	0.0436	0.0448	-0.0241	0.0430
26	0.0239	0.0482	-0.0081	0.0449	-0.0226	0.0430
27	-0.0205	0.0482	0.0115	0.0449	-0.0382	0.0430
28	0.0210	0.0482	-0.0121	0.0449	-0.0533	0.0431
29	0.0443	0.0482	0.0095	0.0449	0.0218	0.0432
30	0.1007	0.0483	0.0605	0.0449	0.0012	0.0432
31	0.0031	0.0487	0.0270	0.0450	-0.0238	0.0432
32	0.0621	0.0487	0.0533	0.0451	0.0511	0.0433
33	-0.0748	0.0488	-0.0365	0.0452	-0.0652	0.0434
34	0.0383	0.0490	0.0688	0.0452	-0.0201	0.0435
35	0.0145	0.0490	0.0066	0.0454	0.0214	0.0435
36	0.0826	0.0491	0.0420	0.0454	-0.0065	0.0436
37	0.0484	0.0493	0.0141	0.0455	0.0256	0.0436
38	0.0019	0.0494	-0.0429	0.0455	0.0092	0.0436
39	-0.0474	0.0494	-0.0372	0.0455	-0.0186	0.0436
40	-0.0274	0.0494	-0.0126	0.0456	0.0162	0.0436
41	-0.0218	0.0495	0.0040	0.0456	0.0065	0.0436
42	0.0413	0.0495	0.0056	0.0456	0.0572	0.0436
43	-0.0506	0.0496	-0.0498	0.0456	0.0592	0.0437
44	-0.0820	0.0496	-0.0156	0.0457	-0.0590	0.0439
45	-0.0897	0.0499	-0.1291	0.0457	-0.0744	0.0440

46	-0.0163	0.0501	0.0150	0.0463	0.0119	0.0442
47	-0.0230	0.0502	-0.0455	0.0463	0.0179	0.0442
48	-0.0217	0.0502	0.0121	0.0464	0.0248	0.0442
49	0.0103	0.0502	0.0493	0.0464	-0.0333	0.0443
50	0.0242	0.0502	0.0228	0.0465	-0.0365	0.0443
51	-0.0036	0.0502	0.0230	0.0465	-0.0045	0.0444
52	-0.0231	0.0502	-0.0283	0.0465	0.0251	0.0444
53	-0.0739	0.0502	-0.0394	0.0466	-0.0167	0.0444
54	0.0181	0.0504	0.0185	0.0466	-0.0280	0.0444
55	0.0200	0.0504	0.0408	0.0466	0.0605	0.0444
56	-0.0221	0.0504	-0.0007	0.0467	0.0372	0.0446
57	0.0091	0.0505	-0.0117	0.0467	0.0217	0.0446
58	0.0136	0.0505	-0.0050	0.0467	0.0348	0.0446
59	0.0106	0.0505	0.0533	0.0467	-0.0087	0.0447
60	0.0431	0.0505	0.0933	0.0468	0.0381	0.0447
61	0.0367	0.0505	0.0184	0.0471	0.0282	0.0447
62	0.0126	0.0506	-0.0182	0.0471	-0.0112	0.0448
63	-0.0308	0.0506	-0.0176	0.0471	0.0284	0.0448
64	-0.0541	0.0506	-0.0273	0.0472	-0.0192	0.0448
65	0.0072	0.0507	0.0063	0.0472	-0.0316	0.0448
66	0.0477	0.0507	0.0698	0.0472	0.0538	0.0449
67	0.0314	0.0508	0.0432	0.0474	-0.0179	0.0450
68	-0.0669	0.0508	-0.0498	0.0474	-0.0366	0.0450
69	-0.1000	0.0510	-0.0854	0.0475	-0.0303	0.0450
70	-0.0471	0.0513	-0.0691	0.0478	-0.0117	0.0451
71	0.0316	0.0514	0.0107	0.0479	-0.0223	0.0451
72	0.0371	0.0514	0.0597	0.0480	0.0504	0.0451
73	-0.0153	0.0515	0.0212	0.0481	-0.0038	0.0452
74	-0.0281	0.0515	-0.0462	0.0481	0.0123	0.0452
75	-0.0260	0.0515	-0.0112	0.0482	-0.0023	0.0452
76	-0.0570	0.0515	-0.0223	0.0482	-0.0382	0.0452
77	-0.0430	0.0516	-0.0018	0.0482	0.0195	0.0453
78	-0.0072	0.0517	0.0172	0.0482	0.0295	0.0453
79	-0.0215	0.0517	0.0117	0.0482	-0.0186	0.0453
80	-0.0863	0.0519	-0.0862	0.0482	0.0025	0.0453
81	-0.1107	0.0520	-0.0906	0.0485	-0.0757	0.0453
82	-0.0666	0.0523	0.0121	0.0488	-0.0860	0.0455
83	0.0226	0.0525	0.0378	0.0488	0.0341	0.0458
84	0.0534	0.0525	0.0704	0.0488	0.0444	0.0458
85	-0.0442	0.0526	-0.0314	0.0490	-0.0458	0.0459
86	-0.0784	0.0527	-0.0570	0.0490	-0.0122	0.0460
87	-0.0596	0.0529	-0.0077	0.0491	-0.0300	0.0460
88	-0.0483	0.0530	-0.0233	0.0491	-0.0335	0.0460
89	-0.0117	0.0530	0.0245	0.0491	0.0112	0.0461
90	-0.0035	0.0531	0.0162	0.0492	0.0069	0.0461
91	-0.0284	0.0531	0.0366	0.0492	0.0216	0.0461
92	-0.0811	0.0531	-0.0882	0.0492	-0.0649	0.0461
93	-0.0805	0.0533	-0.0253	0.0495	-0.1048	0.0463
94	-0.0608	0.0535	-0.0486	0.0495	-0.0363	0.0467
95	0.0526	0.0536	0.0162	0.0496	0.0523	0.0467
96	-0.0218	0.0537	0.0382	0.0496	0.0244	0.0468
97	-0.0512	0.0537	-0.0436	0.0497	-0.0448	0.0468

98	-0.1090	0.0538	-0.0592	0.0497	-0.0144	0.0469
99	-0.0459	0.0542	0.0116	0.0498	-0.0057	0.0469
100	-0.0186	0.0542	0.0077	0.0498	0.0043	0.0469
101	-0.0112	0.0543	0.0032	0.0498	0.0228	0.0469
102	-0.1034	0.0543	-0.0324	0.0498	0.0236	0.0469
103	-0.1155	0.0546	-0.0716	0.0499	-0.0277	0.0469
104	-0.1010	0.0550	-0.0952	0.0501	-0.0265	0.0470
105	-0.0350	0.0553	0.0230	0.0504	-0.0535	0.0470
106	-0.0433	0.0554	-0.0390	0.0504	0.0229	0.0471
107	-0.0378	0.0554	0.0210	0.0504	0.0181	0.0471
108	0.0092	0.0555	0.0507	0.0504	0.0509	0.0471
109	0.0036	0.0555	0.0173	0.0505	0.0209	0.0472
110	-0.0559	0.0555	-0.0320	0.0505	-0.0327	0.0472
111	-0.0544	0.0556	-0.0139	0.0506	-0.0065	0.0473
112	-0.0491	0.0556	-0.0343	0.0506	-0.0069	0.0473
113	-0.0741	0.0557	-0.0059	0.0506	0.0461	0.0473
114	-0.0436	0.0559	-0.0237	0.0506	-0.0143	0.0474
115	-0.0072	0.0560	0.0300	0.0506	0.0389	0.0474
116	-0.0283	0.0560	-0.0223	0.0507	-0.0102	0.0474
117	-0.0439	0.0560	0.0516	0.0507	-0.0313	0.0474
118	-0.0684	0.0560	-0.0643	0.0508	0.0236	0.0475
119	-0.0707	0.0562	-0.0363	0.0509	-0.0260	0.0475
120	0.0074	0.0563	0.0183	0.0510	0.0122	0.0475

	P. VALDERRIVAS		PETROLEOS		TELEFONICA	
	COEFI.	D.TIP.	COEFI.	D.TIP.	COEFI.	D.TIP.
1	0.0056	0.0412	0.0331	0.0412	0.0660	0.0412
2	0.0930	0.0412	0.0091	0.0413	0.0134	0.0414
3	0.0793	0.0416	0.0415	0.0413	-0.0283	0.0414
4	0.0558	0.0419	0.0653	0.0414	0.0642	0.0415
5	0.0576	0.0420	0.0031	0.0415	0.0824	0.0416
6	0.1217	0.0421	0.0317	0.0415	0.1062	0.0419
7	0.1297	0.0427	0.0409	0.0416	-0.0236	0.0424
8	-0.0483	0.0434	0.0152	0.0416	-0.0055	0.0424
9	-0.0001	0.0435	-0.0162	0.0417	0.0190	0.0424
10	0.1076	0.0435	-0.0193	0.0417	0.0285	0.0424
11	0.0791	0.0439	0.0469	0.0417	0.0961	0.0424
12	0.1000	0.0442	0.1033	0.0418	0.0924	0.0428
13	-0.0389	0.0445	0.0371	0.0422	0.0126	0.0431
14	0.0779	0.0446	-0.0863	0.0423	0.0068	0.0431
15	-0.0854	0.0448	-0.0020	0.0426	0.0798	0.0431
16	0.1338	0.0451	0.0629	0.0426	0.0547	0.0434
17	-0.0203	0.0458	0.0122	0.0427	0.0748	0.0435
18	0.0425	0.0458	0.0099	0.0427	0.0152	0.0437
19	-0.0328	0.0459	-0.0030	0.0427	-0.0108	0.0437
20	-0.0168	0.0459	-0.0256	0.0427	0.0164	0.0437
21	-0.0033	0.0459	-0.0453	0.0427	0.0663	0.0438
22	0.0464	0.0459	-0.0687	0.0428	0.0162	0.0439

23	-0.0169	0.0460	0.0256	0.0430	-0.0374	0.0439
24	0.0559	0.0460	0.0788	0.0430	0.0741	0.0440
25	0.0234	0.0461	-0.0211	0.0433	0.0419	0.0442
26	0.0374	0.0461	-0.0228	0.0433	0.0015	0.0443
27	-0.0377	0.0462	0.0114	0.0433	-0.0142	0.0443
28	0.0689	0.0462	0.0388	0.0433	0.0000	0.0443
29	0.0192	0.0464	0.0166	0.0434	-0.0131	0.0443
30	0.0197	0.0464	0.0099	0.0434	0.1155	0.0443
31	0.0242	0.0464	0.0209	0.0434	-0.0608	0.0448
32	0.0220	0.0465	0.0208	0.0434	0.0255	0.0449
33	-0.0423	0.0465	-0.0247	0.0434	-0.0425	0.0450
34	0.0215	0.0465	0.0050	0.0435	0.0402	0.0450
35	0.0209	0.0466	0.0234	0.0435	-0.0140	0.0451
36	0.0182	0.0466	0.0642	0.0435	0.0565	0.0451
37	-0.0233	0.0466	0.0197	0.0436	0.0145	0.0452
38	0.0106	0.0466	0.0121	0.0437	-0.0304	0.0452
39	-0.0380	0.0466	0.0160	0.0437	0.0019	0.0453
40	0.0194	0.0467	0.0090	0.0437	0.0073	0.0453
41	-0.0615	0.0467	-0.0714	0.0437	0.0189	0.0453
42	-0.0058	0.0468	-0.0089	0.0439	0.0252	0.0453
43	-0.0320	0.0468	-0.0057	0.0439	-0.0248	0.0453
44	0.0123	0.0469	-0.0482	0.0439	-0.0578	0.0453
45	-0.0148	0.0469	-0.0426	0.0440	0.0164	0.0454
46	0.0089	0.0469	0.0221	0.0440	-0.0545	0.0455
47	0.0527	0.0469	-0.0615	0.0441	-0.0276	0.0456
48	-0.0406	0.0470	0.0726	0.0442	0.0040	0.0456
49	-0.0379	0.0470	-0.0159	0.0444	-0.0353	0.0456
50	0.0457	0.0471	0.0013	0.0444	0.0740	0.0456
51	-0.0328	0.0472	-0.0342	0.0444	0.0172	0.0458
52	0.0113	0.0472	0.0182	0.0445	-0.0559	0.0459
53	-0.0297	0.0472	-0.0439	0.0445	-0.0392	0.0460
54	0.0433	0.0472	0.0247	0.0446	-0.0160	0.0460
55	-0.0037	0.0473	0.0484	0.0446	-0.0028	0.0460
56	0.0333	0.0473	0.0312	0.0447	0.0313	0.0460
57	0.0492	0.0473	-0.0065	0.0447	-0.0151	0.0461
58	-0.0031	0.0474	-0.0077	0.0447	-0.0254	0.0461
59	0.0207	0.0474	0.0076	0.0447	0.0152	0.0461
60	0.0082	0.0474	0.0454	0.0447	0.0109	0.0461
61	0.0382	0.0474	-0.0123	0.0448	-0.0168	0.0461
62	0.0137	0.0475	-0.0087	0.0448	0.0360	0.0461
63	0.0304	0.0475	0.0112	0.0448	-0.0550	0.0462
64	0.0117	0.0475	-0.0313	0.0448	-0.0709	0.0463
65	-0.0619	0.0475	-0.0161	0.0448	-0.0217	0.0465
66	-0.0257	0.0477	0.0161	0.0448	0.0137	0.0465
67	-0.0215	0.0477	0.0053	0.0449	0.0149	0.0465
68	0.0127	0.0477	-0.0410	0.0449	-0.0632	0.0465
69	0.0019	0.0477	-0.0542	0.0449	-0.0818	0.0467
70	-0.0186	0.0477	-0.0360	0.0450	-0.0229	0.0469
71	0.0254	0.0477	0.0088	0.0451	0.0226	0.0469
72	-0.0311	0.0478	0.0076	0.0451	-0.0095	0.0469
73	0.0251	0.0478	-0.0587	0.0451	-0.0117	0.0469
74	-0.0552	0.0478	-0.0121	0.0452	-0.0430	0.0469

75	-0.0961	0.0479	0.0140	0.0452	-0.0167	0.0470
76	-0.0451	0.0483	-0.0248	0.0452	-0.1093	0.0470
77	-0.0589	0.0483	-0.0491	0.0453	-0.0476	0.0474
78	0.0239	0.0484	-0.0114	0.0453	-0.0416	0.0475
79	0.0202	0.0485	-0.0478	0.0453	0.0056	0.0476
80	-0.0442	0.0485	-0.0057	0.0454	-0.0349	0.0476
81	-0.0177	0.0485	-0.0595	0.0454	-0.0986	0.0476
82	-0.0302	0.0486	-0.0332	0.0456	-0.0169	0.0480
83	-0.0283	0.0486	-0.0030	0.0456	-0.0081	0.0480
84	0.0418	0.0486	0.0027	0.0456	0.0277	0.0480
85	-0.0268	0.0487	-0.0299	0.0456	-0.0249	0.0480
86	-0.0450	0.0487	-0.0071	0.0456	-0.0586	0.0480
87	0.0170	0.0488	0.0001	0.0456	-0.0635	0.0482
88	-0.0411	0.0488	-0.0301	0.0456	-0.0744	0.0483
89	0.0252	0.0488	-0.0550	0.0457	-0.0298	0.0485
90	-0.0011	0.0489	-0.0079	0.0458	-0.0325	0.0485
91	-0.0517	0.0489	-0.0034	0.0458	-0.0257	0.0486
92	-0.0522	0.0490	0.0312	0.0458	-0.0254	0.0486
93	0.0181	0.0491	-0.0077	0.0458	-0.0705	0.0486
94	-0.0223	0.0491	0.0163	0.0458	-0.0835	0.0488
95	0.0495	0.0491	0.0407	0.0458	0.0605	0.0490
96	0.0367	0.0492	0.0098	0.0459	-0.0361	0.0492
97	-0.0621	0.0492	-0.0564	0.0459	-0.0172	0.0492
98	-0.0079	0.0493	-0.0505	0.0460	-0.0869	0.0492
99	0.0156	0.0494	0.0296	0.0461	-0.0233	0.0495
100	-0.0263	0.0494	-0.0322	0.0461	-0.0301	0.0495
101	-0.0031	0.0494	-0.0465	0.0462	-0.0041	0.0495
102	-0.0330	0.0494	-0.0608	0.0463	-0.1016	0.0495
103	-0.0469	0.0494	-0.0276	0.0464	-0.0458	0.0499
104	-0.0777	0.0495	-0.0097	0.0464	-0.0775	0.0499
105	0.0747	0.0497	-0.0121	0.0464	-0.0589	0.0502
106	-0.0202	0.0499	0.0276	0.0464	-0.0258	0.0503
107	0.0825	0.0499	-0.0370	0.0465	-0.0160	0.0503
108	-0.0457	0.0501	0.0286	0.0465	-0.0019	0.0503
109	0.0001	0.0502	0.0287	0.0465	-0.0158	0.0503
110	-0.0640	0.0502	-0.0413	0.0466	-0.0282	0.0503
111	0.0059	0.0503	-0.0368	0.0466	-0.0319	0.0503
112	0.0279	0.0503	0.0225	0.0467	-0.0116	0.0504
113	-0.0149	0.0504	-0.0714	0.0467	-0.0867	0.0504
114	-0.0335	0.0504	-0.0527	0.0469	-0.0133	0.0506
115	-0.0234	0.0504	-0.0144	0.0470	0.0180	0.0506
116	-0.0078	0.0504	-0.0198	0.0470	-0.0014	0.0506
117	0.0222	0.0504	-0.0273	0.0470	-0.0383	0.0506
118	-0.0040	0.0505	-0.0395	0.0470	-0.0232	0.0507
119	-0.0074	0.0505	-0.0441	0.0471	-0.1145	0.0507
120	-0.0294	0.0505	0.0301	0.0472	0.0111	0.0511

Cuadro 5.2. Estimaciones de los coeficientes de autocorrelación de los rendimientos mensuales reales y sus desviaciones típicas estimadas.

Pero la realidad es que, en la bolsa española, la estacionalidad y la autocorrelación no son un mismo fenómeno sino cosas bien distintas. Para demostrarlo, en el cuadro 5.3 se recoge la función de autocorrelación estimada de los residuos de la regresión [5.1]. Se puede observar que la serie así desestacionalizada, presenta una estructura de autocorrelación similar a la serie sin desestacionalizar. Los cambios producidos son relativamente menores, si exceptuamos la disminución en la correlación de orden doce.

INDICE GENERAL

	COEFI.	D.TIP.		COEFI.	D.TIP.
1	0.1772	0.0412	7	0,0526	0,0448
2	0.0558	0.0425	8	0,1131	0,0449
3	0.0377	0.0426	9	0,0626	0,0453
4	0.1182	0.0427	10	0,0987	0,0455
5	0.1334	0.0432	11	0.1020	0.0459
6	0.1460	0.0439	12	0.0711	0.0462

Cuadro 5.3. Estimación de la función de autocorrelación de los rendimientos mensuales reales desestacionalizados y sus desviaciones típicas estimadas.

El último aspecto que resta por analizar es la cantidad de coeficientes negativos obtenidos para retardos superiores a setenta y dos meses. De los cuarenta y ocho coeficientes de correlación, solamente seis son positivos. Si bien, la gran mayoría presenta valores reducidos al compararlos con las estimaciones de sus desviaciones típicas, el sesgo de los estimadores es demasiado pequeño para ser la causa. Este fenómeno de coeficientes negativos pero reducidos, parece indicativo de la existencia de reversión a la media en la bolsa española. Para contrastar este fenómeno, hemos regresado, siguiendo a Fama y French (1988), los rendimientos obtenidos entre los momentos t

y $t+k$, $R_{t,t+k}$, calculados mediante

$$R_{t,t+k} = \log \frac{ILTD_{t+k}}{ILTD_t} \quad [5.11]$$

frente a un término constante y el regresor $R_{t-k,t}$, calculado también de acuerdo con [5.11], para distintos valores de k . En el cuadro 5.4 se muestran los resultados obtenidos.

	k (Número de años)						
	1	2	3	4	5	6	8
General	0,37	0,31	0,19	-0,02	-0,29	-0,56	-0,84
Banesto	0,16	0,28	0,18	0,07	-0,02	-0,18	-0,39
Hidrola	0,10	0,04	0,06	-0,01	-0,10	-0,21	-0,37
Valderr.	0,30	0,22	0,17	0,00	-0,25	-0,53	-0,86
Petról.	0,15	0,12	0,14	-0,06	-0,29	-0,50	-0,65
Telefó.	0,35	0,28	0,14	-0,07	-0,36	-0,62	-0,84

Cuadro 5.4. Estimaciones de las pendientes de la regresión de $R_{t,t+k}$ frente a un término constante y $R_{t-k,t}$.

Otro procedimiento de contraste es a través de los ratios de varianzas (véase Poterba y Summers (1988)). En el cuadro 5.5 se muestran los ratios de varianzas calculados utilizando las varianzas muestrales. Tampoco se observa el patrón esperable bajo reversión a la media, sino que, por el contrario, la mayoría de los estadísticos son superiores a uno⁹.

⁹ Debemos señalar que tanto en la estimación de la pendiente de la regresión de los rendimientos como en la del ratio de varianzas, se utilizan observaciones solapadas. En consecuencia pueden existir problemas en las estimaciones de los estadísticos y de sus desviaciones típicas. Dado que solucionar estos problemas analíticamente es extremadamente difícil, se suele recurrir a la simulación por Monte-Carlo, bajo distintos

	k (Número de meses)							
	1	24	36	48	60	72	84	96
General	0,53	1,36	1,74	1,91	1,69	1,96	2,18	2,96
Banesto	0,85	1,18	1,44	1,65	1,76	1,58	1,81	2,18
Hidroila	1,04	1,12	0,91	1,12	0,75	0,97	1,23	1,32
Valderr.	0,72	1,26	1,81	1,98	1,18	1,53	1,55	3,43
Petról.	0,85	1,22	1,56	1,51	1,74	1,99	2,22	2,15
Telefó.	0,84	1,52	2,04	2,16	2,09	1,44	1,42	3,77

Cuadro 5.5. Estimaciones de los ratios de varianzas.

Recordemos de lo visto anteriormente, que uno de los rasgos más característicos de la bolsa española en el período 1941-1989 ha sido la fortísima disminución de precios que se produce desde 1973 hasta 1984, junto con el aumento espectacular en las cotizaciones producido a partir de esta última fecha. Ello, indudablemente, puede contribuir a la obtención de estimaciones de los coeficientes de correlación negativos.

Para comprobar si este fenómeno es propio de la evolución de la bolsa española a lo largo de todo el período analizado o, en cambio, se debe más bien a la inclusión de las observaciones posteriores a 1973, en el cuadro 5.6 se muestran las estimaciones de los coeficientes de correlación de orden superior a setenta y dos de los rendimientos para el período 1941-1973. A la vista de estos valores, de los que justamente la mitad son positivos, queda bien patente que la obtención de coeficientes negativos se debe al peso de las observaciones correspondientes a los últimos años.

supuestos. Los estadísticos de los cuadros 4.5 y 4.6 no consideran estos problemas. En cualquier caso, a la vista de los valores obtenidos, así como de los resultados de Fama y French (1988) y Poterba y Summers (1988), se puede afirmar que las conclusiones no se alterarían.

k	$\hat{\phi}_k$	k	$\hat{\phi}_k$	k	$\hat{\phi}_k$	k	$\hat{\phi}_k$
73	-0.0368	85	-0.0207	97	0.0218	109	0.0145
74	-0.0329	86	-0.0541	98	-0.0951	110	-0.0369
75	-0.0284	87	-0.0324	99	-0.0639	111	-0.0850
76	0.0053	88	0.0117	100	-0.0008	112	0.0551
77	-0.0056	89	0.0056	101	0.0493	113	0.0429
78	0.0727	90	0.0347	102	-0.0384	114	0.0550
79	0.0266	91	0.0141	103	0.0100	115	0.0754
80	-0.0385	92	-0.0065	104	-0.0351	116	0.0066
81	-0.1274	93	-0.1072	105	-0.0674	117	-0.0416
82	-0.0510	94	-0.1051	106	-0.0153	118	0.0481
83	0.0624	95	0.0870	107	0.0302	119	-0.0383
84	0.1131	96	0.0642	108	0.1257	120	0.0810

Cuadro 5.6. Coeficientes de autocorrelación estimados de los rendimientos mensuales reales del período 1941-1973.

6. (IN) CONCLUSION

Apenas se han cumplido veinte años desde la publicación del famoso artículo de Fama (1970) y el panorama respecto a la eficiencia en los mercados de acciones ha cambiado sustancialmente. Sin duda la situación actual es bastante más incierta que veinte años atrás. Probablemente, los avances principales a lo largo de este tiempo, son el cuestionamiento cada vez más amplio de la eficiencia y, en particular, el consenso de bastantes autores en afirmar que la volatilidad es mayor de la que se desprende de los modelos de eficiencia generalmente admitidos, y, por supuesto, mucho mayor que la que cabía esperar a partir de la volatilidad macroeconómica.

Este estado de opinión se ha robustecido con los acontecimientos vividos en los últimos años en las distintas bolsas internacionales. En el mes de octubre de 1987, la mayoría de las grandes bolsas del mundo experimentaron la mayor caída bursátil diaria de toda su historia, a menudo centenaria. En los meses transcurridos de este año, la bolsa de Tokio ha sufrido muchas de las mayores oscilaciones de su historia. En la actualidad carecemos de explicaciones que justifiquen adecuadamente las magnitudes de estas oscilaciones.

Por nuestra parte en este trabajo hemos presentado una caracterización de los rendimientos mensuales que nos ha permitido extraer, entre otras, dos conclusiones importantes: en primer lugar, que la rentabilidad real en el mercado de acciones español en el período 1941-1989 ha sido bastante reducida (lo que también se pone de manifiesto de la comparación con otras bolsas mundiales) y, en segundo lugar, que existe una fuerte evidencia empírica de que la volatilidad de los rendimientos ha sido a lo largo de la última década mucho mayor que en las décadas anteriores.

Respecto al problema de la eficiencia, no parece que en el período analizado la bolsa española haya tenido un comportamiento eficiente. Este juicio se fundamenta en la evidencia aportada de que los rendimientos presentan una fuerte estacionalidad, los precios parecen ser excesivamente volátiles en relación al flujo de dividendos percibidos y los rendimientos presentan una estructura de autocorrelación sorprendente que no viene determinada por la estacionalidad.

Sin embargo, antes de aventurar juicios definitivos sobre la eficiencia de la bolsa española, es necesario intensificar la investigación, tanto en extensión como en profundidad. De este

modo, el alcance del presente estudio se ve limitado por la información estadística utilizada, así como por no haber hecho consideraciones de carácter fiscal, que podrían complicar notablemente el análisis. A lo largo de las páginas anteriores se han apuntado algunas posibles explicaciones a diversos fenómenos: la estacionalidad de los rendimientos, su autocorrelación, etc. La reflexión ulterior sobre todos estos puntos, así como la investigación sobre aspectos muy importantes que apenas han sido tratados en este trabajo, permitirán abordar el problema de la eficiencia con mayores garantías.

De ahí el título de este apartado. El debate teórico dista mucho de estar cerrado. La evidencia empírica que hemos presentado no pretende en ningún caso agotar todas las posibilidades que se ofrecen a la investigación, sino simplemente ser una aproximación inicial al tema. Seguramente sabemos bastante menos sobre la eficiencia en los mercados de acciones que creíamos saber hace tan solo dos décadas. Posiblemente esto sea la mejor prueba de que la investigación desarrollada en los últimos años no ha sido absolutamente estéril.

REFERENCIAS

- Berenguer, J. F. (1973): The Spanish Stock Exchange: an Empirical Test of its Efficiency. **Stanford University**. Mimeo.
- Bergés, A. (1984): **El mercado español de capitales en un contexto internacional**. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Bergés, A., Fanjul, O. y Maravall, F. (1985): Impacto bursátil de cambios en la regulación bancaria. **Revista Española de Economía**, Vol. 2, Nº 1
- Bolsa de Madrid (1973): **Índice acciones 1941/1971**.
- Bolsa de Madrid (1977): **Índice largo total de acciones 1941-1975**.
- Bookstaber, R. M. y McDonald, J. B. (1987): A General Distribution for Describing Security Price Return, **Journal of Business**, 60.
- Casanovas, M. (1978): **La teoría del Random Walk y su contrastación en el mercado bursátil español**. Ed. Bolsa de Barcelona. Barcelona.
- Clark, P. K. (1973): A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. **Econometrica**, Vol. 41.
- Diba, B.T. y Grossman, H.I. (1988): The theory of Rational Bubbles in Stock Prices. **The Economic Journal**, 98.
- Fama, E.F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, Vol. XXV, Nº 2.
- Fama, E. F. (1976): **Foundations of Finance**. Basic Books. Nueva York.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1988): Permanent and Temporary Components of Stock Prices. **Journal of Political Economy**, Vol. 96, Nº 21.
- Flavin, M.A. (1983): Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence. **Journal of Political Economy**. Vol. 91, nº 61.
- Grossman, S.J. (1976): On the Efficiency of Competitive Stock Markets where Traders Have Diverse Information. **The Journal of Finance**, Vol. XXXI, Nº 2.

- Grossman, S.J. (1978): Further Results on the Informational Efficiency of Competitive Stock Markets. *Journal of Economic Theory*, 18.
- Grossman, S.J. y Stiglitz, J.E. (1976): Information and Competitive Price Systems. *The American Economic Review*, Vol. 66, Nº 2.
- Grossman, S.J. y Stiglitz, J.E. (1980): On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, Vol. 70, Nº 3.
- Kendall, M., Stuart, A. y Ord, J.K. (1987): *Kendall's Advanced Theory of Statistics*. Vol. I. Distribution Theory. Charles Griffin & Co. London.
- Kim M., Nelson, C. y Startz R. (1988): Mean Reversion in Stock Prices. A Reappraisal of the Empirical Evidence. *NBER Working Paper*, Nº 2795.
- Kleidon, A. W. (1986a): Variance Bound Tests and Stock Price Valuation Models. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, Nº 5.
- Kleidon, A. W. (1986b): Bias in Small Sample Tests of Stock Price Rationality. *Journal of Business*, Vol. 59, Nº 2.
- Leroy, S.F. (1989): Efficient Capital Markets and Martingales. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVII.
- LeRoy, S.F. y Porter, R.D. (1981): The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds. *Econometrica*, Vol. 49, Nº 3.
- Mandelbrot, B. (1963): The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, 36.
- Marsh, T.A. y Merton R.C. (1986): Dividend Variability and Variance Bound Tests for the Rationality of Stock Market Prices. *The American Economic Review*. Vol. 76, nº 3.
- Palacios, J. A. (1977): The Sock Market in Spain. En *International Capital Markets*, Elton Grubel Ed. North Holland.
- Poterba, J.M. y Summers, L.H. (1988): Mean Reversion in Stock Prices. Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, 22.
- Priestley, M. B. (1981): *Spectral Analysis and Time Series*. Academic Press. Londres.

- Rubio, G. (1986a): Emisiones y eficiencia: un análisis empírico del mercado primario de acciones en España. **Revista Española de Economía**, Vol. 3, N° 2.
- Rubio, G. (1986b): Análisis multivariante del cero-beta CAPM: el mercado español de capitales. **Revista Española de Economía**, Vol. 3, N° 2.
- Rubio, G. (1986c): Size, Liquidity and Valuation. **Southern European Economic Discussion Series**, 41.
- Rubio, G. (1987): El contenido informativo de los derechos de suscripción e información asimétrica en los mercados primarios. **Investigaciones Económicas**, Vol. XI, N° 2.
- Samuelson, P.A. (1965): Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. **Industrial Management Review**, 6.
- Sastre, M. T. (1990): La desestacionalización de ALP y sus componentes. **Banco de España**. Boletín económico. Abril 1990.
- Schwert, G.W. (1989b): Stock Volatility and the Crash of '87. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper N° 2954.
- Shiller, R.J. (1981a): The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency. **The Journal of Finance**, Vol. XXXVI, N° 2.
- Shiller, R.J. (1981b): Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? **The American Economic Review**, Vol. 71, N° 3.
- Suárez, F. (1982): **El comportamiento de la bolsa española en el período 1960-1979. Teoría y evidencia**. Ed. Bolsa de Barcelona.
- Summers, L.H. (1986): Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values? **The Journal of Finance**, Vol. XLI, N° 3.
- Tirole, J. (1982): On the possibility of Speculation under Rational Expectations. **Econometrica**, Vol. 50 N° 5.
- Tirole, J. (1985): Asset Bubbles and Overlapping Generations. **Econometrica**, Vol. 53, N° 6.
- West, K. D. (1988): Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation. **The Journal of Finance**, Vol. XLIII, N° 3.

DOCUMENTOS PUBLICADOS

- WP-EC 90-01 Los determinantes de la evolución de la productividad en España.
M. Mas / F. Pérez. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-02 Mecanización y sustitución de factores productivos en la Agricultura Valenciana.
A. Picazo / E. Reig. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-03 Productivity in the service sector.
H. Fest. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-04 Aplicación de los modelos de elección discreta al análisis de la adopción de innovaciones tecnológicas. El caso del sector azulejero.
J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 Rentabilidad y eficiencia en el mercado de acciones español.
A. Peiró. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-06 La coordinación de políticas fiscales en el marco de una unión económica y europea.
J. Boscá / V. Orts. Diciembre 1990.