

**MOVIMIENTOS ESTACIONALES EN EL  
MERCADO DE ACCIONES ESPAÑOL**

Amado Peiró\*

WP-EC 93-10

---

\* Universitat de València.

**Editor: Instituto Valenciano de  
Investigaciones Económicas, S.A.**  
Primera Edición Diciembre 1993.  
ISBN: 84-482-0470-0  
Depósito Legal: V-4816-1993  
Impreso por KEY, S.A., Valencia.  
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.  
Impreso en España.

# **MOVIMIENTOS ESTACIONALES EN EL MERCADO DE ACCIONES ESPAÑOL**

**Amado Peiró**

## **RESUMEN**

La estacionalidad existente en muchas bolsas mundiales parece contradecir la hipótesis de eficiencia en los mercados de acciones. La bolsa española no es una excepción. Por el contrario, presenta una acusada estacionalidad diaria y mensual. Utilizando rendimientos diarios del período 1985-1992 y mensuales del período 1941-1991 se analiza dicha estacionalidad, proponiéndose algunas explicaciones.

## **ABSTRACT**

The seasonality of rates of return, present in nearly all world stock markets, seems to contradict the efficiency hypothesis. The Spanish case, with a marked daily and monthly seasonality, is not an exception. This is analyzed using daily returns for the 1985-1992 period and monthly ones for the 1941-1991 period, providing some explanations.



## **1. INTRODUCCIÓN.**

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.

Sin embargo, la hipótesis de eficiencia no está exenta de problemas y dificultades. Uno de los desafíos más importantes a los que se enfrenta es la estacionalidad existente en numerosas bolsas internacionales. Por este motivo, ante la dificultad de reconciliar la estacionalidad con la hipótesis de eficiencia, el análisis de la estacionalidad ha sido un objetivo preferente de la investigación empírica en los últimos años.

A lo largo de este trabajo analizaremos la fuerte estacionalidad que presenta nuestro mercado de acciones. Para ello, en el apartado 2, revisaremos brevemente las aportaciones existentes sobre este fenómeno. En el apartado 3 se describe la información estadística utilizada. En los apartados 4 y 5 analizaremos la estacionalidad diaria y mensual, respectivamente, del mercado de acciones español, proponiéndose algunas explicaciones. Por último, en el apartado 6 se sintetizan las principales conclusiones alcanzadas.

## **2. LA ESTACIONALIDAD DE LOS MERCADOS DE ACCIONES.**

De los diversos efectos estacionales detectados en los mercados de acciones, dos son los que presentan mayor interés: el efecto lunes y el efecto enero. Este mayor interés se debe a su importancia cuantitativa y a su gran difusión, manifestándose en mercados bien distintos.

Empecemos por el efecto lunes. Su observación no es reciente, remontándose, al parecer, a Fields (1931), si bien ha sido en los últimos años cuando ha recibido gran atención (véase, por ejemplo, French, 1980, Lakonishok y Levi, 1982, e Ikenberry y Lakonishok, 1988). Básicamente, este fenómeno consiste en que los rendimientos de los lunes son significativamente menores que los de los restantes días, llegando a ser

significativamente menores que cero. A menudo, este efecto estacional se inscribe dentro de un efecto más amplio llamado efecto fin de semana (*weekend effect* o *day-of-the-week effect*), ya que junto al efecto lunes, los rendimientos correspondientes al último día antes del fin de semana -viernes o sábado, dependiendo de bolsas y períodos- son significativamente mayores que los de los restantes días.

Un aspecto crucial del efecto lunes es que está sumamente difundido, presentándose tanto en bolsas norteamericanas como en bolsas europeas o del sudeste asiático (Jaffe y Westerfield, 1985, Condayanni, O'Hanlon y Ward, 1987 y Wong, Hui y Chan, 1992). Muchas han sido las explicaciones propuestas para justificar este fenómeno estacional. Estas se basan en puntos tan diversos como los distintos plazos de liquidación para los distintos días (Lakonishok y Levi, 1982), la asimetría temporal en la publicación de la información (Penman, 1987) o la concentración de ciertas decisiones de los inversores en el fin de semana (Miller, 1987), sin que ninguna de las explicaciones propuestas parezca totalmente satisfactoria.

Existe un cierto paralelismo entre el efecto lunes y el efecto enero. De forma similar a lo ocurrido con el efecto lunes, el descubrimiento del efecto enero se realizó hace ya casi medio siglo por Wachtel (1942), pero ha sido posteriormente cuando, a la luz de la hipótesis de los mercados eficientes, ha sido objeto de estudio detenido (Rozeff y Kinney 1976 y Gultekin y Gultekin, 1983). 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 (Reinganum, 1981), concentrándose este efecto, sobre todo, en los primeros días del mes de enero (Keim, 1983).

Las explicaciones propuestas hasta la fecha a este fenómeno han sido muy variadas, destacando entre todas ellas dos líneas de trabajo: motivos fiscales (fundamentalmente ventas para la realización de pérdidas con posterior compra) y aumentos en el riesgo. Sin embargo, tampoco parece que ninguna de todas estas explicaciones pueda dar cuenta adecuadamente de la naturaleza y envergadura de este fenómeno. En particular, por lo que respecta a los motivos fiscales, hay que señalar que el efecto enero también se da en países donde los incrementos patrimoniales derivados de la compraventa de acciones están o han estado exentos de impuestos y en países donde el año fiscal no comienza en enero.

En lo que concierne al mercado de acciones español, Santasmases (1986) no detecta estacionalidad en los rendimientos diarios, si bien en el período muestral que toma (2 de

enero de 1979 a 30 de diciembre de 1983) no se realizó contratación durante los lunes. Por el contrario, utilizando el mismo período muestral, sí que detecta estacionalidad mensual -o, mejor, trimestral-, proponiendo inicialmente como explicación de esta estacionalidad las ventas para la realización de pérdidas, si bien concluye que ésta no debe ser la única explicación. Rubio (1986a y 1986b), desde la perspectiva del CAPM y considerando el período 1963-1982, muestra que enero es el único mes en el que la rentabilidad compensa el riesgo, contribuyendo a ello especialmente las empresas pequeñas. Con datos mensuales del período 1970-1987, Basarrate y Rubio (1990) encuentran estacionalidad en la prima de riesgo, que coincide con la de los rendimientos, especialmente cuando se permite que las betas varíen temporalmente. Bachiller (1992), basándose en datos del período 1971-1990, describe la existencia de un efecto enero similar al de otras bolsas mundiales en trece de los veinte años que considera. Por último, con observaciones diarias de los años 1988-1989, Peña (1992) no detecta ningún efecto fin de semana, pero, en cambio, sí que señala que los rendimientos de los jueves son anormalmente elevados.

### **3. SERIES DE RENDIMIENTOS.**

A lo largo de las páginas siguientes vamos a analizar tanto la estacionalidad diaria como la mensual. Para ello utilizaremos rendimientos diarios y mensuales del mercado de acciones español. Respecto a los rendimientos diarios, se disponía del índice general diario de la Bolsa de Madrid para el período comprendido entre el 2 de enero de 1985 y el 30 de septiembre de 1992. Este índice se construye a partir de los índices diarios de valores, incorporando correcciones por el pago de dividendos y por las ampliaciones de capital. Al excluir, por motivos obvios, los sábados y domingos del período señalado anteriormente, se tiene que éste abarca un total de 2021 días. De este modo la serie del índice general diario consta de 2021 valores, de los que 101 son valores faltantes (*missing values*) debido a los días en los que no ha habido sesión de contratación en la Bolsa de Madrid.

A partir de esta serie se generó la serie de rendimientos diarios a través de diferencias logarítmicas. Es decir mediante

$$R_t = \log\left(\frac{IGD_t}{IGD_{t-1}}\right), \quad [1]$$

donde  $R_t$  es el rendimiento correspondiente al día  $t$  e  $IGD_t$  es el índice general diario correspondiente a ese mismo día. Aquellos rendimientos cuyo cómputo suponía la utilización de algún valor faltante en la serie del índice general diario, se han considerado, a su vez, valores faltantes. La serie así obtenida se extiende desde el día 3 de enero de 1985 (jueves) hasta el día 30 de septiembre de 1992 (miércoles) y consta de 1.840 observaciones, una vez excluidos los valores faltantes. Conviene señalar que la serie de rendimientos está integrada exclusivamente por rendimientos diarios (devengados en un único día natural), excepto todos los rendimientos imputados a los lunes que han sido devengados a lo largo de tres días naturales.

Por lo que respecta a los rendimientos mensuales, éstos se han obtenido a partir del índice largo total general, elaborado por la Bolsa de Madrid, que corrige los efectos del pago de dividendos y de las ampliaciones de capital (véase Bolsa de Madrid, 1977 y 1988). Este índice se ha 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). A partir del índice largo total general deflactado se ha obtenido la serie de rendimientos mensuales reales mediante diferencias logarítmicas. La serie así obtenida consta de 612 observaciones, correspondientes a cada uno de los doce meses de los cincuenta y un años comprendidos entre 1941 y 1991.

Obsérvese que las series de rendimientos no corrigen el riesgo. Un primer motivo para ello es que ésta es la práctica más frecuente en los estudios sobre estacionalidad disponibles para otros mercados de acciones, permitiendo así las comparaciones internacionales. Pero sobre todo, el motivo fundamental reside en el hecho de que el riesgo no parece ser un factor explicativo de la rentabilidad en la bolsa española. Incluso, paradójicamente, parecen mantener una relación negativa. A esta conclusión llegan diversos autores desde enfoques muy distintos: Bergés (1984), Rubio (1986b y 1986c), Peiró (1991) y Gallego, Gómez y Marhuenda (1991).



#### 4. ESTACIONALIDAD DIARIA.

Un primer fenómeno estacional que se desprende del cuadro 1 consiste en que la desviación típica parece ser significativamente mayor para los rendimientos correspondientes al lunes que para los restantes días. Podríamos pensar en contrastar formalmente la igualdad de varianzas mediante el conocido contraste F de la razón de varianzas. Sin embargo este estadístico puede ser poco robusto a la no normalidad y la evidencia empírica nos lleva a rechazar contundentemente la distribución normal de los rendimientos diarios (véase Peiró, 1992). 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 acuerdo con

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

para  $i=1$  y  $2$  y donde  $n_i$  es el número de observaciones de cada submuestra y  $c$  es el coeficiente de curtosis de la distribución. El valor del estadístico F obtenido al contrastar la igualdad de varianzas de los rendimientos de los lunes con los de los restantes días es 1,84.

ÍNDICE GENERAL MADRID							
Rendimientos diarios							
Período muestral: 3 de enero de 1985 a 30 de septiembre de 1992							
	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	364	377	377	362	360	1476	1840
Med.	2,9E-3	-5,7E-4	-5,3E-4	-3,9E-4	7,8E-4	-1,8E-4	4,2E-4
D.T.	0,0145	0,0114	0,0098	0,0114	0,0103	0,0107	0,0117
$F_{1,1838}$	$\{\mu_{LU}=\mu_{NL}\} = 20,207.$			Nivel signif. crítico: < 0,0001			
$F_{4,1835}$	$\{\mu_{LU}=\mu_{MA}=\mu_{MI}=\mu_{JU}=\mu_{VI}\} = 5,893.$				Nivel signif. crítico: 0,0001		

**CUADRO 1.** Estadísticos de la distribución muestral de los rendimientos diarios. Para cada uno de los días de contratación, así como para los días distintos de lunes (NL) y para todos los días (TD), se indica el número de observaciones disponibles, la media y la desviación típica muestral. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos F correspondientes a las hipótesis nulas indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

Este valor supone un nivel de significación crítico prácticamente nulo, aún con la corrección indicada en [2] utilizando la curtosis muestral. Idénticos resultados se obtienen aplicando el contraste de Levene modificado, tanto si usamos la media convencional como la media truncada en un 10% (véase Brown y Forsythe, 1974). En consecuencia, podemos concluir que la varianza de los rendimientos de los lunes es mucho mayor que la de los restantes días.

Este resultado es lógico en la medida en que los rendimientos de los lunes han sido generados a lo largo de un período de tres días naturales, mientras que los restantes rendimientos han sido generados a lo largo de un solo día natural. Pero podemos invertir el enfoque del problema y plantearnos si, aun siendo la varianza de los rendimientos de los lunes significativamente mayor que la de los restantes días, no resulta menor de lo que cabía esperar. En principio, se podía suponer que la varianza de los rendimientos de los lunes debe ser el triple de la de los restantes días (o todavía mayor si tenemos en cuenta que los rendimientos están correlacionados). Sin embargo, tal y como hemos visto, el cociente de varianzas muestrales es menor que dos.

Esto puede ser explicado por el hecho de que probablemente el volumen de información relevante para los mercados de acciones que se produce durante los sábados y domingos sea inferior al de los días laborables. Por otra parte, este resultado esta en sintonía con lo observado por French y Roll (1986) para la bolsa de Nueva York. Estos autores muestran que en el NYSE la varianza de los rendimientos de los lunes es muy inferior al número de días transcurridos desde el último día de contratación multiplicado por la varianza de un día convencional (en el NYSE se realizó contratación en los sábados hasta 1952). Más sorprendente aún, los citados autores muestran que en 1968, cuando el NYSE cerró los miércoles, la varianza de los jueves era apenas superior a la de los días convencionales. Esto ha llevado a algunos autores a preguntarse si no es la propia negociación la que provoca la variabilidad de los rendimientos.

Otro fenómeno estacional de los rendimientos diarios que se aprecia en el cuadro 1 - y, posiblemente, el más llamativo a primera vista- es que en los lunes los rendimientos son mucho mayores que en los restantes días de la semana. En la parte inferior del citado cuadro se presentan los estadísticos F correspondientes al contraste de las hipótesis nulas de ausencia de efecto lunes (igualdad entre la esperanza de los rendimientos de los lunes,  $\mu_{LU}$ , y la esperanza de los rendimientos de los restantes días,  $\mu_{NL}$ ),

$$H_0 : \mu_{LU} = \mu_{NL} , \quad [3]$$

y de ausencia de estacionalidad (igualdad de las esperanzas de los rendimientos de cada uno de los días),

$$H_0 : \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} . \quad [4]$$

Los niveles de significación críticos que se obtienen nos llevan a rechazar contundentemente la igualdad de la esperanza de los rendimientos de los lunes y la de los restantes días, así como la igualdad de esperanzas de los rendimientos de cada uno de los días.

Centrándonos ahora en el primero de estos contrastes, es bien sabido que en estas circunstancias el estadístico F, o, equivalentemente, el estadístico t de comparación de medias en dos poblaciones, es aceptablemente robusto a la no normalidad (véase Scheffé, 1959). Sin embargo supone que la varianza de los rendimientos de los lunes y de los no lunes es la misma. Y acabamos de ver que existe una fuerte evidencia empírica -y motivos razonables- de que no es así.

Por lo tanto debemos hacer un contraste de igualdad de esperanzas, siendo las varianzas distintas y desconocidas, como también es desconocido el cociente de varianzas. Este es el conocido problema de Behrens-Fisher, que ha sido objeto de gran atención por numerosos estadísticos pero que carece de un tratamiento enteramente satisfactorio. Para salvar este problema, podemos realizar el contraste suponiendo conocido el cociente de las varianzas (varianza de los rendimientos de los lunes,  $\sigma_{LU}^2$ , entre la varianza de los rendimientos de los días distintos de lunes,  $\sigma_{NL}^2$ ),  $\delta$ , mediante

$$\frac{\hat{\mu}_{LU} - \hat{\mu}_{NL}}{\hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{T_{LU}} + \frac{1}{\delta T_{NL}}}} \quad [5]$$

con

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{(T_{LU} - 1)\hat{\sigma}_{LU}^2 + (T_{NL} - 1)\delta\hat{\sigma}_{NL}^2}{(T_{LU} + T_{NL} - 2)}} \quad [6]$$

donde  $\hat{\mu}_{LU}$  y  $\hat{\mu}_{NL}$  son las medias muestrales de los rendimientos de los lunes y de los días distintos de lunes,  $\hat{\sigma}_{LU}^2$  y  $\hat{\sigma}_{NL}^2$  las estimaciones de sus varianzas y  $T_{LU}$  y  $T_{NL}$  son los respectivos números de observaciones, para distintos valores plausibles de  $\delta$ . En el cuadro

2 se presentan los resultados obtenidos, pudiéndose observar que para aceptar la hipótesis nula de igualdad de esperanzas, al nivel de significación de 0,05, la varianza de los rendimientos de los lunes debería valer, aproximadamente, 9 veces la varianza de los rendimientos de los días distintos de lunes (3 veces en términos de desviación típica), lo que no parece en absoluto razonable a la vista de las desviaciones típicas muestrales.

$\delta$	t	N. S. C.
1	4,51	0,000
2	3,66	0,000
3	3,14	0,002
4	2,79	0,005
9	1,95	0,052
16	1,49	0,136

**CUADRO 2.** Para cada valor de  $\delta$  se presenta el estadístico t, obtenido según las expresiones [5] y [6] y su nivel de significación crítico asociado.

Estos resultados, sin embargo, no agotan el problema. Es sabido que los rendimientos diarios presentan autocorrelación, especialmente de orden uno, derivada fundamentalmente de la contratación no simultánea. Por consiguiente, sería deseable que el contraste tuviera en cuenta, además de la heteroscedasticidad, esta autocorrelación.

Con este objetivo, cambiaremos de enfoque y abordaremos el problema desde la perspectiva del análisis de regresión. En el cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos al regresar los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana (LU, MA, MI, JU y VI) sin incluir término constante,

$$R_t = \beta_{LU}LU_t + \beta_{MA}MA_t + \beta_{MI}MI_t + \beta_{JU}JU_t + \beta_{VI}VI_t + u_t \quad [7]$$

Variable dependiente:  $R_t$   
 Rendimientos diarios  
 Período muestral: 3 de Enero de 1985 a 30 de Septiembre de 1992  
 Observaciones utilizadas: 1840

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	t-RATIO
LU	0,00287	0,00082	3,500
MA	-0,00057	0,00058	-0,985
MI	-0,00053	0,00053	-0,987
JU	-0,00039	0,00054	-0,715
VI	0,00078	0,00051	1,536

$\chi^2_{1} \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 14,144.$  Nivel signif. crítico: 0,0002  
 $\chi^2_{4} \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 15,006.$  Nivel signif. crítico: 0,0047

**CUADRO 3.** Regresión de los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana. Los errores estándar se han obtenido aplicando los procedimientos descritos en White (1980) y Hansen (1982) para corregir los efectos de la heteroscedasticidad y de la autocorrelación. Los t-ratios corresponden al contraste de nulidad de los respectivos parámetros. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos  $\chi^2$  correspondientes a las restricciones sobre los coeficientes indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

Como ya se ha señalado anteriormente, al presentar los rendimientos heteroscedasticidad y autocorrelación, los errores estándar convencionales no serán apropiados y, en consecuencia, los contrastes de hipótesis tampoco serán válidos. Por este motivo, siguiendo a White (1980) y Hansen (1982), se ha estimado la matriz de varianzas-covarianzas del vector de estimadores mediante

$$\widehat{Var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \hat{\Omega} (X'X)^{-1}, \quad [8]$$

con

$$\hat{\Omega} = \sum_{i=-k}^k \sum_{t=1}^T \hat{u}_t x_t' x_{t-i} \hat{u}_{t-i} \quad [9]$$

y donde  $\beta = (\beta_{LU} \beta_{MA} \beta_{MI} \beta_{JU} \beta_{VI})'$ ,  $X$  es la matriz de regresores,  $T$  es el número de observaciones,  $\hat{u}_t$  es el  $t$ -ésimo residuo y  $x_t$  es el  $t$ -ésimo vector (1 x 5) de regresores en [7], habiéndose tomado  $k=5$ . Los errores estándar así computados son estimadores consistentes de las desviaciones típicas de los estimadores de los parámetros. Así mismo, en dicho cuadro, también se adjuntan los valores de los estadísticos correspondientes a los contrastes de las hipótesis nulas de ausencia de efecto lunes,

$$H_0 : \beta_{LU} = \frac{(\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI})}{4}, \quad [10]$$

y de ausencia de estacionalidad,

$$H_0 : \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI}. \quad [11]$$

Téngase en cuenta que al utilizar la estimación [8] de la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores, estos estadísticos ya no siguen una distribución F, sino que siguen asintóticamente, bajo la hipótesis nula, una distribución  $\chi^2$ . Los resultados obtenidos muestran nuevamente con claridad que la esperanza de los rendimientos de los lunes es mayor que la de los restantes días, contrariamente al efecto lunes que se produce en muchas otras bolsas mundiales.

Al igual que con la desviación típica, se podría pensar que este resultado es debido a que los rendimientos de los lunes han sido devengados a lo largo de tres días. Sin embargo esta explicación se revela errónea tan pronto como reparamos en que la media de los rendimientos de los días distintos de lunes es negativa, tal y como se refleja en el cuadro 1.

Pensamos que la causa de esta fuerte estacionalidad reside en los sistemas de liquidación existentes en la bolsa española a lo largo de estos años. Hasta el 25 de noviembre de 1991, las operaciones se liquidaban el viernes de la semana siguiente a la fecha de contratación, lo que permitía la práctica -denominada coloquialmente *semaneo*- de liquidar por diferencias las operaciones realizadas dentro de una misma semana. Al no exigir ningún desembolso, propiciaba las compras en lunes de muchos agentes para proceder a la venta a lo largo de la misma semana. Desde el día 25 de noviembre de 1991, se instauró un nuevo sistema de liquidación que fijaba un plazo de siete días hábiles para la liquidación. De este modo las operaciones contratadas en lunes se liquidan el miércoles de la semana siguiente, las realizadas en martes el jueves de la semana siguiente y así sucesivamente.

Para comprobar si ésta es la causa de que los rendimientos de los lunes sean mayores que los de los restantes días, hemos repetido el análisis anterior dividiendo el período muestral en dos subperíodos, delimitados por el cambio en el procedimiento de liquidación. Los resultados se recogen en los cuadros 4 y 5. En ellos se puede comprobar que, efectivamente, los rendimientos de los lunes en ambos subperíodos son bien diversos. Mientras que con el anterior sistema de liquidación eran los mayores, una vez implantado el nuevo sistema han pasado a ser los menores.

**ÍNDICE GENERAL MADRID**

Rendimientos diarios

Período muestral: 3 de enero de 1985 a 22 de noviembre de 1991

	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	324	335	334	322	321	1312	1636
Med.	3,7E-3	-4,9E-4	-3,5E-4	-3,3E-4	6,2E-4	-1,4E-4	6,1E-4
D.T.	0,0147	0,0116	0,0094	0,0115	0,0105	0,0108	0,0118

$$F_{1,1634} \{ \mu_{LU} = \mu_{NL} \} = 27,837.$$

Nivel signif. crítico: < 0,0001

$$F_{4,1631} \{ \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} \} = 7,414.$$

Nivel signif. crítico: < 0,0001

Período muestral: 25 de noviembre de 1991 a 30 de septiembre de 1992

	LU	MA	MI	JU	VI	NL	TD
Obs.	40	42	43	40	39	164	204
Med.	-3,6E-3	-1,2E-3	-1,9E-3	-8,9E-4	2,2E-3	-5,0E-4	-1,1E-3
D.T.	0,0107	0,0103	0,0125	0,0103	0,0088	0,0106	0,0107

$$F_{1,202} \{ \mu_{LU} = \mu_{NL} \} = 2,850.$$

Nivel signif. crítico: 0,0929

$$F_{4,199} \{ \mu_{LU} = \mu_{MA} = \mu_{MI} = \mu_{JU} = \mu_{VI} \} = 1,565.$$

Nivel signif. crítico: 0,1852

**CUADRO 4.** Estadísticos de la distribución muestral de los rendimientos diarios. Para cada subperíodo y para cada uno de los días de contratación, así como para los días distintos de lunes (NL) y para todos los días (TD), se indica el número de observaciones disponibles, la media y la desviación típica muestral. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos F correspondientes a las hipótesis nulas indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

Variable dependiente:  $R_t$   
Rendimientos diarios

Subperíodo: 3 de Enero de 1985 a 22 de Noviembre de 1991  
Observaciones utilizadas: 1636

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	t-RATIO
LU	0,00367	0,00086	4,252
MA	-0,00049	0,00062	-0,791
MI	-0,00035	0,00054	-0,657
JU	-0,00033	0,00058	-0,561
VI	0,00062	0,00054	1,139

$\chi^2_1 \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 19,640$ . Nivel signif. crítico: < 0,0001

$\chi^2_4 \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 20,655$ . Nivel signif. crítico: 0,0004

Subperíodo: 25 de Noviembre de 1991 a 30 de Septiembre de 1992  
Observaciones utilizadas: 204

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	t-RATIO
LU	-0,00363	0,00171	-2,123
MA	-0,00120	0,00156	-0,768
MI	-0,00186	0,00204	-0,913
JU	-0,00090	0,00157	-0,572
VI	0,00217	0,00151	1,434

$\chi^2_1 \{ \beta_{LU} = (\beta_{MA} + \beta_{MI} + \beta_{JU} + \beta_{VI}) / 4 \} = 4,358$ . Nivel signif. crítico: 0,0368

$\chi^2_4 \{ \beta_{LU} = \beta_{MA} = \beta_{MI} = \beta_{JU} = \beta_{VI} \} = 8,268$ . Nivel signif. crítico: 0,0822

**CUADRO 5.** Regresión de los rendimientos diarios frente a un conjunto de cinco variables ficticias indicativas del día de la semana. Los errores estándar se han obtenido aplicando los procedimientos descritos en White (1980) y Hansen (1982) para corregir los efectos de la heteroscedasticidad y de la autocorrelación. Los t-ratios corresponden al contraste de nulidad de los respectivos parámetros. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos  $\chi^2$  correspondientes a las restricciones sobre los coeficientes indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.



Por consiguiente, detrás del período muestral se ocultan dos subperíodos de comportamientos diametralmente opuestos. Los elevados rendimientos de los lunes anteriores a noviembre de 1991 se debían al procedimiento de liquidación empleado. Sin embargo, con el nuevo sistema que no induce ninguna asimetría temporal, y con las debidas precauciones que impone el reducido número de observaciones, se observa un efecto lunes -o, mejor, un efecto fin de semana- similar al de muchas bolsas mundiales.

Una preocupación constante del análisis anterior ha sido la utilización de métodos estadísticos y econométricos robustos ante las características que presentan los rendimientos de las acciones. En este mismo sentido nos podemos preguntar si, aun así, los resultados obtenidos no vienen determinados por un número relativamente reducido de observaciones extremas, habituales en las series de rendimientos de acciones que presentan una alta curtosis. Para disipar estas dudas hemos repetido el análisis excluyendo los rendimientos de mayor valor absoluto, hasta reducir el tamaño muestral en un 5% y en un 10%. Los resultados que se obtienen con estas nuevas muestras son muy similares a los obtenidos con la muestra completa.

Por otra parte, resulta pertinente plantearse si las conclusiones alcanzadas se mantienen en subperíodos más cortos. Para ello, hemos repetido el análisis de los rendimientos diarios para cada uno de los años naturales comprendidos entre 1985 y 1990, así como para 1991 hasta el cambio del sistema de liquidación. Los resultados apuntados anteriormente se mantienen en prácticamente todos los subperíodos. De hecho, en todos ellos, los rendimientos de los lunes son los mayores, salvo en 1986, año en que son ligeramente inferiores a los de los viernes.

## 5. ESTACIONALIDAD MENSUAL.

A la vista de los resultados presentados en el cuadro 6, se observa la existencia de una clara estacionalidad en los rendimientos mensuales. El principal fenómeno estacional reside en el hecho de que los rendimientos correspondiente al mes de enero son muy superiores a la media de los restantes meses, al igual que ocurre en la mayoría de mercados internacionales, si bien en el mercado español parece presentar una forma más acusada. Una 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. Centrándonos ahora en el mes de enero, sus rendimientos son, con diferencia, los mayores. De hecho, el 85'6% de la rentabilidad real del período muestral proviene exclusivamente de dicho mes (cociente entre la suma de los rendimientos de enero y la suma de los rendimientos de todos los meses incluido enero).

---



---

### ÍNDICE LARGO TOTAL

Rendimientos mensuales reales

Período: enero de 1941 a diciembre 1991

	Media	D.T.		Media	D.T.
ENERO	0,0231	0,0505	JULIO	0,0145	0,0469
FEBRERO	0,0145	0,0512	AGOSTO	0,0119	0,0498
MARZO	-0,0005	0,0615	SEPTIEMBRE	-0,0148	0,0546
ABRIL	0,0066	0,0460	OCTUBRE	-0,0141	0,0642
MAYO	-0,0100	0,0365	NOVIEMBRE	-0,0106	0,0422
JUNIO	0,0031	0,0390	DICIEMBRE	0,0033	0,0390

$F_{1,613} \{ \mu_{EN} = \mu_{NE} \} = 9,746.$

Nivel signif. crítico: 0,0019

$F_{11,600} \{ \mu_{EN} = \mu_{FE} = \dots = \mu_{DI} \} = 3,311.$

Nivel signif. crítico: < 0,0002

---



---

**CUADRO 6.** Estadísticos de la distribución muestral de los rendimientos mensuales reales. Para cada uno de los meses del año se indica la media y la desviación típica. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos F correspondientes a los contrastes de las hipótesis nulas de igualdad de esperanzas entre el mes de enero y los meses distintos de enero y a la igualdad de las esperanzas de todos los meses, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

Al contrastar formalmente la igualdad de esperanzas entre los rendimientos correspondientes al mes de enero y los correspondientes a los restantes meses, nos enfrentamos a problemas similares a los expuestos más arriba para los rendimientos diarios: no normalidad de los rendimientos (si bien el alejamiento de la normalidad es menor que en el caso de los rendimientos diarios; véase Peiró, 1992) y presencia de autocorrelación<sup>1</sup>.

Por ello, procediendo también de forma similar a la llevada a cabo con los rendimientos diarios, en el cuadro 7 se presentan los resultados de la regresión de los rendimientos mensuales frente a las doce variables ficticias indicativas del mes (EN, FE, ... y DI) sin término constante y aplicando de nuevo los procedimientos de White (1980) y Hansen (1982) para obtener así estimadores consistentes de los errores estándar, aun bajo heteroscedasticidad y autocorrelación<sup>2</sup>. Los valores de los estadísticos  $\chi^2$  nos permiten confirmar la existencia de un fuerte efecto enero en la bolsa española.

No disponemos de ninguna explicación totalmente satisfactoria de este fenómeno. No se debe a la existencia de valores anómalos, manteniéndose cuando excluimos el 5% y el 10% de los rendimientos de mayor valor absoluto. Tampoco parece que sea totalmente explicable por incrementos en el riesgo (véase Rubio 1986b y 1986c). Se podría pensar que al haberse cambiado durante parte del período muestral la base del índice general diario cada final de año, esto podría haber provocado efectos psicológicos en los inversores que explicara, en alguna medida, la importancia del efecto enero en la bolsa española. Sin embargo, esta explicación (que, en cualquier caso, contradice la hipótesis de eficiencia) no parece enteramente satisfactoria, ya que este efecto enero no es exclusivo del período en el que se cambiaba la base del índice general.

Del análisis por subperíodos se tiene que en la bolsa española el efecto enero se produce, fundamentalmente, en la segunda mitad de la muestra. Ello nos impide descartar los motivos fiscales. Pero más que en las ventas para la realización de pérdidas (*tax loss selling*), hipótesis que presenta notables dificultades teóricas (véase Lakonishok y Smidt,

---

<sup>1</sup> Los rendimientos mensuales presentan una estructura de autocorrelación sorprendente: correlaciones significativas para los retardos uno, cinco, seis, once y doce. Véase Bergés (1984) y Peiró (1990 y 1991).

<sup>2</sup> A diferencia de los rendimientos diarios, la evidencia empírica no permite afirmar la existencia de heteroscedasticidad (no condicional) en los rendimientos mensuales. De hecho, cuando utilizamos los errores estándar MCO convencionales, el ratio t correspondiente a enero de la regresión efectuada en el cuadro 7 es 3'36, mientras que al obtener los errores estándar corrigiendo exclusivamente los efectos de la heteroscedasticidad, el ratio t toma el valor 3'30.

Variable dependiente:  $R_t$   
 Rendimientos mensuales reales  
 Período: enero de 1941 a diciembre de 1991  
 Observaciones utilizadas: 612

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	T-RATIO
EN	0,02312	0,0097	2,382
FE	0,01450	0,0075	1,939
MR	-0,00049	0,0062	-0,080
AB	0,00655	0,0056	1,179
MA	-0,00997	0,0062	-1,612
JN	0,00311	0,0052	0,594
JL	0,01452	0,0068	2,122
AG	0,01190	0,0083	1,437
SE	-0,01476	0,0076	-1,934
OC	-0,01405	0,0081	-1,730
NO	-0,01063	0,0072	-1,484
DI	0,00330	0,0062	0,535

$\chi^2_1 \{ \beta_{EN} = (\beta_{FE} + \beta_{MA} + \dots + \beta_{DI}) / 11 \} = 8,613.$  Nivel signif. crítico: 0,0033  
 $\chi^2_{11} \{ \beta_{EN} = \beta_{FE} = \dots = \beta_{DI} \} = 101,196.$  Nivel signif. crítico: < 0,0001

**CUADRO 7.** Regresión de los rendimientos mensuales reales frente a un conjunto de doce variables ficticias indicativas del mes. Los errores estándar se han obtenido aplicando los procedimientos descritos en White (1980) y Hansen (1982) para corregir los efectos de la heteroscedasticidad y de la autocorrelación. Los t-ratios corresponden al contraste de nulidad de los respectivos parámetros. En la parte inferior figuran los valores de los estadísticos  $\chi^2$  correspondientes a las restricciones sobre los coeficientes indicadas entre llaves, así como sus respectivos niveles de significación críticos.

1984), quizá debamos pensar en la práctica de algunos agentes, en ciertos momentos del período muestral, de no figurar como propietarios de acciones al final del año. 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, la estacionalidad en variables como, por ejemplo, algunos agregados monetarios (véase Sastre, 1990), puede haber incidido en la estacionalidad de los rendimientos bursátiles. En cualquier caso, es necesaria una mayor investigación sobre estos dos aspectos.

## 6. CONCLUSIONES.

En este trabajo hemos analizado la estacionalidad de nuestro mercado de acciones, prestando especial atención a la validez de los contrastes bajo las características de la distribución de los rendimientos.

El mercado de acciones español presenta fuertes movimientos estacionales, tanto de carácter diario como mensual, más acusados aún que los de la mayoría de bolsas mundiales. Ante el desafío que este hecho supone para la hipótesis de eficiencia y/o racionalidad de los mercados de valores, nos hemos interrogado por las causas de dicha estacionalidad, apuntando algunas explicaciones. Entre los principales resultados alcanzados cabe mencionar los siguientes:

1. Los rendimientos de los lunes presentan distinta variabilidad a la de los restantes días. Sin duda, la explicación de este fenómeno reside en el mayor intervalo temporal desde el cierre del viernes al cierre del lunes, así como en la menor generación de información relevante para los mercados de acciones en sábados y domingos.
2. A lo largo del período muestral utilizado, los rendimientos de los lunes han sido superiores a los de los restantes días. Pero dentro de este intervalo encontramos dos pautas de comportamiento bien diferentes. Hasta noviembre de 1991, fecha en que se cambió el procedimiento de liquidación de operaciones, los rendimientos de los lunes son muy superiores, mientras que a partir de esa fecha, son significativamente inferiores, siendo este último comportamiento muy similar al de otros mercados internacionales. De este modo, cabe atribuir la fortísima estacionalidad diaria existente hasta noviembre de 1991 a los procedimientos de liquidación entonces vigentes.
3. Por último, los rendimientos de enero son significativamente mayores que los de los restantes meses, hasta el punto que se puede afirmar que casi toda la rentabilidad del mercado de acciones español en el último medio siglo proviene de dicho mes. No disponemos de ninguna explicación satisfactoria a este fenómeno, si bien determinadas prácticas de ocultación fiscal así como la estacionalidad en algunos agregados monetarios podrían desempeñar algún papel.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.-

- Bachiller, A. (1992):** «El Efecto Cambio de Año en la Bolsa Española», *Información Comercial Española* 704, pp. 103-108.
- Basarrate, B. y Rubio, G. (1990):** «A Note on the Seasonality in the Risk-Return Relationship», *Investigaciones Económicas* 14, pp. 311-318.
- Bergés, A. (1984a):** *El Mercado Español de Capitales en un Contexto Internacional*, Secretaría de Estado de Comercio, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Bolsa de Madrid (1977):** *Índice Largo Total de Acciones 1941-1975*.
- Bolsa de Madrid (1988):** *Índices de Cotización de Acciones de la Bolsa de Madrid 1941-1987*.
- Box, G.E.P. (1953):** «Non-normality and Tests on Variances», *Biometrika* 40, pp. 318-335.
- Brown, M.B. y Forsythe, A.B. (1974):** «Robust Tests for the Equality of Variances», *Journal of the American Statistical Association* 69, pp. 364-367.
- Condoyanni, L., O'Hanlon, J. y Ward C.W.R. (1987):** «Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence», *Journal of Business Finance and Accounting* 14, pp. 159-174.
- Fields, M.J. (1931):** «Stock Prices: A Problem in Verification», *Journal of Business* 7, pp. 415-418.
- French, K. (1980):** «Stock Returns and the Weekend Effect», *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55-70.
- French, K.R. y Roll (1986):** «Stock Returns Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders», *Journal of Financial Economics* 17, pp. 5-26.
- Gallego, A., Gómez, J.C. y Marhuenda, J. (1991):** «Relaciones de Equilibrio en el Mercado de Capitales: una Aplicación del CAPM», *Universidad de Alicante*, Papeles de Trabajo, 2/91.

- Gibbons, M. y Hess, P. (1981):** «Day of the Week Effects and Asset Returns», *Journal of Business* 54, pp. 579-596.
- Gultekin, M.N. y Gultekin N.B. (1983):** «Stock Markets Seasonality: International Evidence», *Journal of Financial Economics* 12, pp. 469-481.
- Hansen, L.P. (1982):** «Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators», *Econometrica* 50, pp. 1029-1054.
- Ikenberry, D. y Lakonishok, J. (1988):** «Seasonal Anomalies in Stock Markets», en *A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets*, Guimaraes, R.M.C., Kingsman, B.G. y Taylor, S.J. (eds.), NATO ASI Series.
- Jaffe, J. y Westerfield, R. (1985):** «The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence», *Journal of Finance* 40, pp. 433-454.
- Keim, D. (1983):** «Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality: Further Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics* 12, pp. 13-32.
- Kendall, M., Stuart, A. y Ord, J.K. (1987):** *Kendall's Advanced Theory of Statistics*. Vol. I. Distribution Theory. Charles Griffin & Co. London.
- Lakonishok, J. y Levi, M. (1982):** «Weekend Effects on Stock Returns: A Note», *Journal of Finance* 37, pp. 883-889.
- Lakonishok, J. y Smidt (1984):** «Volume and Turn-of-the-Year Behavior», *Journal of Financial Economics* 13, pp. 435-455.
- Miller, E. (1987):** «Why a Weekend Effect», *University of New Orleans*. Mimeo.
- Penman, S.H. (1987):** «The Distribution of Earning News Over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns», *Journal of Financial Economics* 18, pp. 199-228.
- Peiró, A. (1990):** «Rentabilidad y Eficiencia del Mercado de Acciones Español», *Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques* WP-EC 90-05.
- Peiró, A. (1991):** Rentabilidad, Eficiencia y Volatilidad en el Mercado de Acciones Español. Tesis Doctoral. *Universitat de València*.



- Peiró, A. (1992):** «Distribución de los Rendimientos de Acciones», *Estadística Española* 131, pp. 431-453.
- Peña, J.I. (1992):** «On Meteor Showers in Stock Markets: New York vs Madrid», *Investigaciones Económicas* 16, pp. 225-234.
- Reinganum, M.R. (1981):** «Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earning Yields and Market Values», *Journal of Financial Economics* 9, pp. 19-46.
- Rozeff, M. y Kinney, W. (1976):** «Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns», *Journal of Financial Economics* 3, pp. 379-402.
- Rubio, G. (1986a):** «Emisiones y Eficiencia: un Análisis Empírico del Mercado Primario de Acciones en España», *Revista Española de Economía* 3, pp. 225-248.
- Rubio, G. (1986b):** «Análisis Multivariante del Cero-Beta CAPM: el Mercado Español de Capitales», *Revista Española de Economía* 3, pp. 343-365.
- Rubio, G. (1986c):** «Size, Liquidity and Valuation», *Southern European Economic Discussion Series* 41.
- Santesmases, M. (1986):** «An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities», *Journal of Business Finance and Accounting* 13, pp. 267-276.
- Sastre, M.T. (1990):** «La Desestacionalización de ALP y sus Componentes», *Banco de España*, Boletín económico, Abril 1990.
- Scheffe, H. (1959):** *The Analysis of Variance*, Wiley.
- Wachtel, S. (1942):** «Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices», *Journal of Business* 15, pp. 184-193.
- White, H. (1980):** «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Tests for Heteroskedasticity», *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- Wong, K.A., Hui, T. K. y Chan, C.Y. (1992):** «Day-of-the week effects: evidence from developing stock markets», *Applied Financial Economics* 2, pp. 49-56.



## 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"  
E.J. Miravete. Diciembre 1990.
- WP-EC 90-05 "Rentabilidad y Eficiencia del 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 Monetaria"  
J.E. Boscá, V. Orts. Diciembre 1990.
- WP-EC 91-01 "Medición de la Segregación Ocupacional en España: 1964-1988"  
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"  
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la Renta de los Hogares de la Comunidad Valenciana. Una Aproximación Empírica."  
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".  
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".  
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".  
R. Doménech. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-07 "Necesidades, Dotaciones y Deficits en las Comunidades Autónomas"  
B. Cabrer, M. Mas, A. Sancho. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-08 "Un Análisis del Racionamiento de Crédito de Equilibrio"  
J. Quesada. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-09 "Cooperación entre Gobiernos para la Recaudación de Impuestos Compartidos"  
G. Olcina, F. Pérez. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-10 "El impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: El Cajero Automático"  
J. Maudos. Diciembre 1991.

- WP-EC 91-11 "El Reparto del Fondo de Compensación Interterritorial entre las Comunidades Autónomas"  
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-12 "Sobre la Distribución Justa de un Pastel y su Aplicación al Problema de la Financiación de las Comunidades Autónomas"  
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"  
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Económico"  
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."  
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.
- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"  
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"  
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"  
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"  
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"  
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"  
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"  
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcional para el Problema de Negociación Bipersonal"  
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"  
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"  
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"  
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"  
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"  
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"  
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"  
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"  
S. Carbo. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"  
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"  
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"  
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"  
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"  
J. García Montalvo. Diciembre 1993.

