

Joaquín
Marhuenda
Fructuoso

*Departamento de Economía
financiera. Facultad de
Ciencias Económicas y
Empresariales de la
Universidad de Alicante*

ESTACIONALIDAD DE LA PRIMA POR RIESGO EN EL MERCADO DE CAPITALES ESPAÑOL

*Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Keywords.—1. Introducción.
2. Evidencia previa disponible.—3. Estacionalidad de la relación rentabilidad-
riesgo.—4. Una visión alternativa de la estacionalidad del premio por riesgo.
5. Conclusión.—Apéndice.—Referencias bibliográficas.*

RESUMEN

UNA de las cuestiones que implica la validez empírica del CAPM es la estabilidad temporal de la relación entre rentabilidad y riesgo sistemático. Sin embargo, algunos trabajos empíricos, utilizando la metodología propuesta por Fama y MacBeth [1973], han comprobado que la supuesta relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático únicamente se cumple en el mes de enero [Tinic y West, 1984] y que, una vez eliminados los datos correspondientes a este mes, dicha relación deja de ser significativa. El objetivo de este trabajo consiste en analizar si esta conducta estacional de la relación rentabilidad-riesgo sistemático está presente en el ámbito del mercado español de capitales. Para ello, en la estimación de las primas por riesgo se utiliza una metodología de contraste diferente a la empleada hasta ahora en la literatura [Litzenberger y Ramaswamy, 1979]. Los resultados obtenidos en el mercado de capitales

español indican que el premio por riesgo exhibe un comportamiento estacional en enero.

PALABRAS CLAVE

Rentabilidad, riesgo sistemático, estacionalidad, premio por riesgo.

ABSTRACT

One of the questions implied by the empirical validity of the CAPM is the temporal stability of the relation between return and systematic risk. However, some empirical works, using the methodology proposed by Fama and MacBeth [1973], have proved that the proposed positive relation between return and systematic risk is fulfilled only in the month of January [Tinic and West, 1984] and that, once the data that correspond to this month are eliminated, latter relation becomes insignificant. The objective of this paper consists of analyzing whether the seasonal behavior of the relation return-systematic risk exists in the field of the Spanish Capital Market. Therefore, in the estimation of the risk premium we apply a test methodology different to the one that has been applied up to now in literature [Litzenberger and Ramaswamy, 1979]. The results obtained in the Spanish Capital Market indicate that the risk premium displays the stational behavior in the month of January.

KEYWORDS

Return, systematic risk, seasonality, risk premium.

1. INTRODUCCION

En la literatura económica parece haber un acuerdo generalizado en considerar que para tomar decisiones económicas de forma correcta, los inversores deben tener en cuenta simultáneamente tanto la rentabilidad como el riesgo de las mismas. El modelo de valoración de activos de ca-

pital, CAPM, ha condicionado la percepción dominante sobre la relación existente entre rentabilidad y riesgo. En particular, considera que la medida de riesgo relevante es el riesgo sistemático y propone la existencia de una relación lineal, y positiva, entre éste y la rentabilidad esperada de un activo, eficiente o no.

La estrecha relación conceptual entre el CAPM y la hipótesis de eficiencia del mercado hace que, en muchos casos, las dos ideas no se puedan contrastar independientemente. La naturaleza conjunta de la contrastación del CAPM y la hipótesis de eficiencia surge debido a que el uso de rentabilidades *ex-post* en la comprobación de un modelo de equilibrio en el mercado de capitales implica la necesidad de que las rentabilidades observadas representen en realidad una serie de información en equilibrio; y, recíprocamente, cualquier intento de comprobar la eficiencia de la información del mercado requiere un nivel de referencia, que es proporcionado por el modelo de equilibrio.

Consecuentemente, si el CAPM es correcto y el mercado es eficiente, la rentabilidad de los valores se ajustará en promedio a la relación propuesta por el modelo. Por tanto, la eficiencia informativa, bajo los supuestos adicionales del CAPM, implica que activos con el mismo grado de riesgo no diversificable deberían tener la misma rentabilidad esperada. Por otra parte, desviaciones persistentes representan violaciones de la hipótesis conjunta de que el CAPM y la hipótesis de mercado eficiente son correctos.

Sin embargo, en los últimos años ha aparecido una extensa evidencia sobre anomalías del mercado difícilmente explicables en el marco de los modelos de valoración de activos. Primero, Officer [1975] y Rozeff y Kinney [1976] documentaron un elemento de estacionalidad en las rentabilidades de los mercados de capitales, con la correspondiente al mes de enero superando a las de los restantes meses del año. Posteriormente, Banz [1981] y Reinganum [1981a], entre otros, indicaron que la rentabilidad de las acciones de empresas pequeñas, una vez se tiene en cuenta el riesgo, supera a la de las grandes. Seguidamente, Keim [1983] vinculó estas dos irregularidades demostrando que gran parte del exceso de rentabilidad de las empresas pequeñas ocurre durante el cambio de año, específicamente durante los primeros días de negociación. Adicionalmente, French [1980] y Gibbons y Hess [1981] comprobaron que la rentabilidad cambia en función del día de la semana, siendo la correspondiente a los lunes anormalmente baja.

Este proceso de identificación de anomalías del mercado se vio aumentado con los estudios de Tinic y West [1984, 1986] en los que demostraron que el premio por riesgo sistemático exhibe una fuerte estacionali-

dad y que el modelo de dos parámetros puede explicar la relación rentabilidad-riesgo únicamente durante el mes de enero. De esta forma, la proliferación de comportamientos anómalos del mercado, junto al escaso apoyo que la evidencia empírica le confiere, ha llevado a cuestionar la validez del CAPM.

Así, el objetivo fundamental de este trabajo es hacer un breve repaso de parte de la literatura disponible en relación a la estacionalidad de la relación rentabilidad-riesgo tanto internacional como en el contexto del mercado español, para seguidamente presentar nueva evidencia sobre este fenómeno utilizando una aproximación diferente basada en la metodología de Litzenberger y Ramaswamy [1979]. A continuación, se ofrece una nueva visión de esta cuestión apoyada en el trabajo de Chang y Pinegar [1988] y, finalmente, se exponen las conclusiones.

2. EVIDENCIA PREVIA DISPONIBLE

El CAPM considera que todos los activos, eficientes o no, verifican la siguiente ecuación

$$E(R_i) = r_f + [E(R_M) - r_f] \beta_i \quad [1]$$

lo que sugiere la existencia de una relación lineal, y positiva, entre la rentabilidad esperada de un activo y su riesgo sistemático, medido por beta.

La evidencia empírica relacionada con este modelo es extensa aunque no concluyente. Trabajos como los de Black, Jensen y Scholes [1972] y Fama y MacBeth [1973] defienden su validez. Otros, sin embargo, la cuestionan como los de Reinganum [1981b], Lakonishok y Shapiro [1986], Corhay, Hawawini y Michel [1987] y Fama y French [1992]. Esta confusión también está presente en el mercado español, con trabajos que lo rechazan como los de Palacios [1973], Berges [1984], Rubio [1988] y Gallego, Gómez y Marhuenda [1992], y otros que lo apoyan como los de Basarrate y Rubio [1990] (1) y Gómez-Bezares, Madariaga y Santiesteban [1994].

No obstante, sea cual sea el resultado que se obtenga, se espera que si el riesgo sistemático explica realmente el comportamiento de la rentabilidad, lo haga a lo largo del tiempo con independencia del período (mes,

(1) No obstante, como se comprobaba más adelante el apoyo que estos autores conceden a la validez empírica del CAPM es relativo.

semana, día...) considerado. Siguiendo esta intuición, Tinic y West [1984], partiendo de las estimaciones del premio por riesgo efectuadas por Fama y MacBeth [1973], comprobaron la existencia de estacionalidad en la relación de intercambio entre rentabilidad y riesgo, siendo enero el mes del año que exhibe un mayor premio por riesgo.

En realidad, estos autores comprobaron que enero no es solamente el mes del año que presenta un premio por riesgo más alto en comparación a los demás, sino que es el único mes en el que existe una relación estadísticamente significativa y positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático (2). De manera que, cuando se eliminan las observaciones correspondientes a enero, los premios por riesgo no son significativamente distintos de cero. Por tanto, el apoyo global a un premio por riesgo positivo, indicado por Fama y MacBeth, es consecuencia directa de lo que suceda en enero.

De esta forma, enero no es solamente el mes en que las rentabilidades globales de las acciones han sido altas respecto a las del resto del año, y cuando las acciones de las empresas pequeñas han superado al mercado en su conjunto, además es el único mes en el que los accionistas son remunerados por soportar riesgo.

Por otra parte, Tinic y West [1986] comprobaron que la relación entre rentabilidad y riesgo parece contener importantes no-linealidades que no son atribuibles ni al comportamiento anómalo de las acciones en enero ni al efecto tamaño, ya que, cuando se excluyen del análisis los datos de enero y se reconoce explícitamente el tamaño de la empresa, el CAPM sigue siendo un modelo rechazable (3). Así, esta evidencia indica que el CAPM estándar no es una representación adecuada de cómo se valoran las acciones ordinarias.

En un ámbito más amplio, Corhay, Hawawini y Michel [1987] examinaron, en el período de tiempo que comienza en enero de 1969 y finaliza en diciembre de 1983, la relación entre rentabilidad y riesgo en cuatro mercados: *New York Stock Exchange (NYSE)*, *London Stock*

(2) Gultekin y Gultekin [1987] en el contexto del *APT* encuentran un fuerte patrón estacional en las estimaciones del premio por riesgo del *APT* que es similar al indicado por Tinic y West [1984, 1986] para el CAPM. La implicación más importante de la estacionalidad es que el *APT*, como el CAPM, puede explicar la relación riesgo-rentabilidad solamente en enero. Una vez que las rentabilidades de enero son excluidas de los datos, no hay una relación significativa entre las rentabilidades esperadas y las medidas de riesgo vaticinadas por el *APT*.

(3) Tomando como base teórica el CAPM de Levy [1978], Carroll y Wei [1988] obtuvieron resultados en esta línea.

Exchange (LSE), Paris Stock Exchange (PSE) y Brussels Stock Exchange (BSE) (4). Al comprobar la hipótesis de que los premios por riesgo sistemático son iguales mes a mes, observaron que: en USA, excepto para el mes de marzo, el premio por riesgo en enero es diferente del de los demás meses del año; en el Reino Unido solamente el premio por riesgo de junio es diferente del de enero; en Francia sucede esto con los meses de marzo, mayo y junio; y, en Bélgica, todos los meses excepto julio, noviembre, y diciembre tienen premios por riesgo diferentes del correspondiente a enero (5).

Además, comprobaron si la estacionalidad del premio por riesgo está vinculada, o no, a la de la rentabilidad. De manera que, si este es el caso, cualquier explicación potencial de la estacionalidad de la rentabilidad también podría ser aplicable a la del premio por riesgo. Sus resultados indican que únicamente existe una correspondencia perfecta entre ambos patrones de estacionalidad en el caso de USA, lo que sugiere que en este mercado la causa más probable del comportamiento estacional observado del premio por riesgo es la estacionalidad existente en la rentabilidad del mercado.

En el contexto del mercado español de capitales la cuestión de la estacionalidad del premio por riesgo ha sido analizada por Rubio [1988, 1991 (6)] y por Basarrate y Rubio [1990]. En estos trabajos se detecta la existencia de un premio por riesgo sistemático positivo y significativo en el mes de enero, aunque en el último este resultado también se observa en el mes de febrero.

De esta forma, la evidencia presentada hasta el momento afecta seriamente a la validez del CAPM como paradigma de las finanzas modernas, dado que, cuando se trata de valorar activos, se supone que los inversores están siendo compensados por soportar riesgo a lo largo del tiempo y, por tanto, que la relación entre riesgo y rentabilidad esperada no es el reflejo de lo que suceda en un mes particular.

No obstante, Ritter y Chopra [1989] usando rentabilidades de carteras ponderadas en base al valor son incapaces de rechazar, a niveles de significación convencionales, la hipótesis de que la pendiente de la relación

(4) Estudios previos exhaustivos sobre el comportamiento estacional de la relación existente entre rentabilidad y riesgo sistemático en el Reino Unido y Bélgica, así como del poder explicativo de la variable tamaño y su comportamiento estacional, están disponibles en Corhay, Hawawini y Michel [1986a, 1986b].

(5) Este comportamiento estacional del premio por riesgo también fue observado por Calvet y Lefoll [1989] en el ámbito del mercado canadiense.

(6) Los resultados que aparecen en Rubio [1991], referentes al comportamiento estacional del premio por riesgo sistemático, coinciden con los de su trabajo de 1988.

rentabilidad-riesgo de mercado es la misma en enero que en los demás meses del año. Este hallazgo difiere de los obtenidos, entre otros, por Rozeff y Kinney [1976] y Tinic y West [1984, 1986] que en su análisis usaron carteras igualmente ponderadas sobre la base de betas históricas. Adicionalmente, demostraron la existencia de una relación positiva entre rentabilidad-riesgo en enero solamente para las empresas pequeñas, tanto en situaciones de mercados al alza como a la baja.

3. ESTACIONALIDAD DE LA RELACION RENTABILIDAD-RIESGO

La evidencia empírica presentada en la sección previa se apoya casi de forma unánime en el procedimiento de estimación propuesto por Fama y MacBeth [1973], con ligeras modificaciones. Por el contrario, en esta investigación se utiliza como punto de partida la metodología de estimación propuesta por Litzenberger y Ramaswamy [1979].

La elección de este procedimiento no es casual. Como se sabe en la contrastación empírica del CAPM surgen dos problemas econométricos: por un lado, la existencia de perturbaciones heterocedásticas y autocorrelacionadas en el modelo, lo que provoca que los estimadores por mínimos cuadrados sean ineficientes, y, por otro, la presencia de errores de medida al sustituir el coeficiente de riesgo por una estimación del mismo. Para solventar estos problemas se han utilizado varias metodologías: unas, consistentes en la agrupación de títulos en carteras, como las de Black, Jensen y Scholes [1972] y la de Fama y MacBeth [1973], y, otras, que usan títulos individuales, como la de Litzenberger y Ramaswamy [1979].

Por tanto, la metodología de Litzenberger y Ramaswamy es perfectamente válida para el propósito que se persigue tendente a identificar un comportamiento estacional del premio por riesgo. En el ámbito del mercado español este procedimiento ha sido empleado por Berges [1984], Gallego, Gómez y Marhuenda [1992] y Gómez-Bezares, Madariaga y Santibáñez [1994]. En particular, en este trabajo se toma como punto de partida el realizado por Gallego *et al.*, que consideraron en su análisis una muestra formada por 53 activos que cotizaron sin interrupción entre enero de 1963 y diciembre de 1989.

En su examen efectuaron, inicialmente, una regresión del exceso de rentabilidad en un título sobre el exceso de rentabilidad del mercado para los sesenta meses previos a t ,

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{it} (R_{Mt} - r_{ft}) + u_{it}, \quad \tau = t - 60, t - 59, \dots, t - 1 \quad [2]$$

de esta forma, obtuvieron estimaciones del coeficiente beta en cada título y de su error estándar asociado, repitiéndose este procedimiento para todos los títulos de la muestra desde $t = 1$ (diciembre de 1967) a $t = T = 265$ (diciembre de 1989).

Seguidamente, realizaron en cada mes la siguiente regresión de corte transversal:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \epsilon_{it}, \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, 53 \\ t = 1, 2, \dots, 265 \end{array} \quad [3]$$

donde ϵ_{it} , es la desviación de R_{it} de su valor esperado.

De esta forma, se obtienen tres secuencias de estimaciones mensuales utilizando mínimos cuadrados ordinarios (*MCO*), mínimos cuadrados generalizados (*MCG*) y estimadores máximo verosímiles (*MV*), realizándose, finalmente, los contrastes de hipótesis mediante los siguientes estadísticos:

$$\hat{\gamma}_k = \sum_{t=1}^{265} \frac{\hat{\gamma}_{kt}}{265}, \quad k = 0, 1,$$

$$\text{var}(\hat{\gamma}_k) = \sum_{t=1}^{265} \frac{(\hat{\gamma}_{kt} - \hat{\gamma}_k)^2}{(265)(264)}.$$

Los resultados de las tres secuencias de estimaciones, para el período completo y cinco subperíodos aparecen en la Tabla 1. Como se observa en el período completo tanto el estimador *MCG* como el *MV* del término constante dan valores positivos y estadísticamente iguales a cero. Sin embargo, el estimador del premio de mercado del riesgo, en ambos casos, únicamente es significativo al 20 por 100, o equivalentemente a un nivel de confianza del 80 por 100. Los estadísticos *t* del estimador *MCO* carecen de significación estadística. Por tanto, se puede rechazar la validez empírica del CAPM a niveles de confianza habituales.

En cuanto a los subperíodos, en las estimaciones *MCG* los términos constantes son significativamente distintos de cero para el segundo y cuarto período, siendo las pendientes no significativas. Por lo que se refiere a las estimaciones *MV* el término constante es únicamente distinto de cero en el primer subperíodo, aunque la pendiente no es significativa en ninguno si el nivel de confianza al que realizamos los contrastes es el 95 por 100. Al 90 por 100 únicamente es significativo para el último de los períodos. En resumen, se puede rechazar la existencia de una rela-

ción estadísticamente significativa entre rentabilidad y riesgo sistemático como la propuesta por el CAPM.

TABLA 1

RESULTADOS DEL TEST DE LITZENBERGER Y RAMASWAMY

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
67.12-89.12	0.0070 (2.31)	0.0057 (1.19)	0.0041 (1.58)	0.0058* (1.29)	0.0002 (0.05)	0.0096* (1.39)
67.12-72.04	0.0138 (3.42)	0.0061 (0.92)	0.0147 (4.08)	0.0040 (0.67)	0.0118 (2.06)	0.0066 (0.69)
72.05-76.09	-0.0029 (-0.48)	0.0035 (0.36)	-0.0049 (-0.72)	0.0041 (0.39)	-0.0075 (-0.74)	0.0066 (0.45)
76.10-81.02	-0.0071 (-1.13)	-0.0029 (-0.34)	-0.0094 (-1.83)	0.0003 (0.04)	-0.0094 (-1.66)	0.0003 (0.04)
81.03-85.07	0.0080 (1.38)	0.0128 (1.33)	0.0087 (1.99)	0.0041 (0.55)	0.0073 (1.28)	0.0056 (0.56)
85.08-89.12	0.0233 (0.49)	0.0089 (0.55)	0.0117 (0.24)	0.0163 (1.00)	-0.0008 (-0.01)	0.0288** (1.77)

* Significativo al 20 por 100.

** Significativo al 10 por 100.

Fuente: GALLEGO, GÓMEZ y MARHUENDA [1992].

Tomando como punto de partida las estimaciones mensuales de γ_0 , y γ_{it} , se efectúa un análisis mes a mes de ambos para comprobar la posible existencia de algún comportamiento estacional, cuyos resultados aparecen en la Tabla 2. Como se puede verificar únicamente se observan premios por riesgo estadísticamente significativos en los meses de enero, febrero y mayo. Este resultado indica que, aunque cuando se consideran los datos globalmente, la supuesta relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático planteada por el CAPM se rechaza, esto no es así en los meses previamente señalados. Así, en enero y febrero los inversores serían recompensados por soportar riesgo, mientras en mayo serían penalizados.

TABLA 2

ESTIMACIONES MENSUALES DE γ_0 Y γ_1
 PERIODO COMPLETO: DICIEMBRE 1967-DICIEMBRE 1989^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	-0.00746 (-0.536)	0.07166* (3.495)	-0.01985** (-1.739)	0.07647* (3.834)	-0.06071* (-2.734)	0.11859* (3.647)
Febrero	0.00293 (0.393)	0.03270* (2.874)	0.00209 (0.263)	0.02944* (2.243)	-0.00947 (-0.811)	0.04132* (2.284)
Marzo	0.00617 (0.536)	0.00553 (0.337)	0.01086 (1.234)	0.00149 (0.098)	0.01158 (0.922)	0.00048 (0.022)
Abril	-0.00632 (-0.578)	0.02991 (1.573)	-0.00801 (-0.892)	0.02561 (1.508)	-0.01695 (-1.202)	0.03500 (1.501)
Mayo	0.03405* (3.863)	-0.02689* (-2.605)	0.03444* (3.383)	-0.03100* (-4.053)	0.05027* (3.770)	-0.04708* (-4.055)
Junio	0.00879 (1.077)	-0.00121 (-0.081)	0.00678 (1.337)	-0.00123 (-0.122)	0.00614 (0.789)	-0.00047 (-0.031)
Julio	-0.00071 (-0.078)	0.02060 (1.128)	-0.00052 (-0.066)	0.01981 (1.162)	-0.01549 (-0.814)	0.03561 (1.235)
Agosto	0.02217* (1.934)	-0.00447 (-0.276)	0.01218 (1.606)	-0.00030 (-0.026)	0.00093 (0.070)	0.00770 (0.391)
Septiembre	0.00701 (0.787)	-0.01497 (-1.332)	0.00462 (0.595)	-0.01806 (-1.595)	0.00916 (0.887)	-0.02322 (-1.521)
Octubre	0.01803 (1.636)	-0.03163 (-1.536)	0.01339 (1.383)	-0.02927 (-1.511)	0.03050** (1.809)	-0.04704 (-1.539)
Noviembre	-0.00080 (-0.073)	-0.00330 (-0.241)	-0.01718 (-1.695)	0.01381 (0.905)	-0.01872 (-1.117)	0.01596 (0.691)
Diciembre	0.00072 (0.066)	-0.00726 (-0.490)	0.01086 (1.335)	-0.01465 (-1.110)	0.01529 (1.103)	-0.01898 (-0.951)

^a Los valores de t aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

Seguidamente, para examinar la hipótesis de que los coeficientes medios del intercepto y la pendiente del CAPM son iguales mes a mes se realiza la siguiente regresión:

$$\gamma_{kt} = a_1 + \sum_{j=2}^{12} a_j D_j + e_{kt} \quad [4]$$

donde $k = 0$ es el intercepto y $k = 1$ es el coeficiente de la pendiente. Las variables D_2 a D_{12} son variables ficticias que representan los meses del año que van de febrero a diciembre. El coeficiente a_1 es una medida del valor medio de γ_k en enero, mientras los coeficientes de a_2 a a_{12} son una medida de la diferencia entre el valor medio de γ_k en febrero hasta diciembre y su valor medio en enero. Evidentemente, si el premio por riesgo sistemático medio en enero es el mismo que el premio por riesgo medio durante el mes j , la estimación de a_j no debería ser significativamente distinta de cero, y el estadístico F que mide la significación conjunta de las variables ficticias debería ser insignificante. Los resultados de este análisis aparecen en la Tabla 3 para el período completo, y en las Tablas de la 1 a la 5 del Apéndice para cada uno de los subperíodos en los que se contrastó la validez empírica del CAPM.

Si se analizan con detenimiento los resultados del premio por riesgo sistemático observamos que los coeficientes estimados a_j son todos negativos de febrero a diciembre. Esto indica que el premio por riesgo de enero supera al correspondiente a cada mes del año de forma significativa. También es destacable que las estimaciones de γ_0 sean inferiores en enero en relación a las restantes del año. Además, si observamos el valor del estadístico F se pone de manifiesto que cuando consideramos estimaciones por *MCO*, *MCG* y *MV*, se rechaza la hipótesis nula de igualdad conjunta del premio por riesgo a lo largo de los distintos meses del año. Por lo que se refiere a los subperíodos considerados se rechaza la hipótesis nula de igualdad del premio por riesgo, a niveles convencionales, en el primero, segundo y cuarto subperíodo (7). Mientras que dicha hipótesis se acepta en los restantes subperíodos.

(7) Se debe observar que en el primer subperíodo, cuando consideran las estimaciones obtenidas por *MCO*, se acepta la hipótesis nula.

TABLA 3
RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA PERIODO
COMPLETO *

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	0.00746 (-0.715)	0.07166* (4.476)	-0.01985* (-2.260)	0.07647* (5.199)	-0.06071* (-4.097)	0.11859* (5.260)
Febrero	0.01039 (0.704)	-0.03897** (-1.721)	0.02195** (1.767)	-0.04702* (-2.261)	0.05124* (2.445)	-0.07727* (-2.423)
Marzo	0.01363 (0.923)	-0.06637* (-2.931)	0.03071* (2.472)	-0.07521* (-3.616)	0.07230* (3.450)	-0.11837* (-3.713)
Abril	0.00113 (0.076)	-0.04191** (-1.851)	0.01184 (0.953)	-0.05107* (-2.455)	0.04376* (2.088)	-0.08372* (-2.626)
Mayo	0.04151* (2.814)	-0.09891* (-4.369)	0.05430* (4.371)	-0.10792* (-5.188)	0.11099* (5.296)	-0.16603* (-5.208)
Junio	0.01625 (1.101)	-0.07313* (-3.230)	0.02664* (2.144)	-0.07796* (-3.748)	0.06685* (3.190)	-0.11916* (-3.738)
Julio	0.00674 (0.457)	-0.05119* (-2.261)	0.01933 (1.556)	-0.05686* (-2.734)	0.04521* (2.157)	-0.08315* (-2.608)
Agosto	0.02963* (2.008)	-0.07615* (-3.363)	0.03204* (2.579)	-0.07679* (-3.692)	0.06165* (2.941)	-0.11091* (-3.479)
Septiembre	0.01447 (0.981)	-0.08664* (-3.827)	0.02448* (1.970)	-0.09454* (-4.545)*	0.06988 (3.334)	-0.14181* (-4.448)
Octubre	0.02549 (1.728)	-0.10331* (-4.563)	0.03324* (2.676)	-0.10575* (-5.084)	0.09121* (4.352)	-0.16564* (-5.195)
Noviembre	0.00665 (0.451)	-0.07497* (-3.311)	0.00267 (0.215)	-0.06266* (-3.012)	0.04199* (2.003)	-0.10263* (-3.219)
Diciembre	0.00818 (0.561)	-0.07893* (-3.525)	0.03072* (2.500)	-0.09112* (-4.429)	0.07601* (3.667)	-0.13757* (-4.363)
F Probab.	1.38049 0.18217	3.26262 0.00034	2.79517 0.00188	4.17345 0.00001	3.56575 0.00011	4.08272 0.00001
Enero	-0.0746 (-0.710)	0.07166* (4.415)	-0.01985 (-2.208)	0.07647* (5.096)	-0.06071* (-4.015)	0.11859* (5.168)
Resto del año	0.01579 (1.441)	-0.07189* (-4.241)	0.02619* (2.789)	-0.07705* (-4.917)	0.06650* (4.212)	-0.11883* (-4.959)

* Los valores de t aparecen entre paréntesis.

* Valores significativo al 5 por 100.

** Valores significativo al 10 por 100.

No obstante, los resultados obtenidos no indican necesariamente que el premio por riesgo sistemático de enero difiera significativamente del premio por riesgo medio en el resto del año. Para examinar la hipótesis de que los coeficientes medios del intercepto y la pendiente del CAPM son iguales entre enero y el resto del año, se realiza la siguiente regresión sobre nuestro período muestral

$$\gamma_{kt} = a_1 + a_2 D_2 + e_{kt} \quad [5]$$

En esta regresión, D_2 es una variable ficticia que representa al resto del año. Esto es, D_2 toma un valor de cero en enero y de uno en el resto del año. El intercepto de esta regresión, a_1 , ofrece el valor medio de γ_k , mientras que el coeficiente a_2 proporciona una estimación de la diferencia entre el valor medio de γ_k en el resto del año y su valor correspondiente en enero. Si el premio por riesgo sistemático medio en enero es el mismo que el correspondiente al resto del año, la estimación de a_2 no será estadísticamente diferente de cero. Los resultados de este análisis aparecen en las dos últimas filas de las Tablas 3, para el período completo, y 1 a 5 del Apéndice, para los subperíodos.

Como se observa en la Tabla 3, el valor estimado del premio por riesgo en enero es significativamente positivo, mientras que el valor estimado de a_2 es negativo y significativo. Este resultado pone de manifiesto que el premio por riesgo en enero es mayor que el correspondiente al resto del año. Por lo que se refiere a los subperíodos se obtiene un resultado similar en todos ellos, excepto en el tercero.

Una vez detectada la existencia de un comportamiento estacional en el premio por riesgo, el siguiente paso consiste en ver si esta misma estructura está presente en la rentabilidad del mercado de capital. De forma que si existe esta coincidencia podríamos considerar que las posibles explicaciones disponibles para comprender la estacionalidad en las rentabilidades del mercado, también serían aplicables para el premio por riesgo. En la Tabla 4 aparece un análisis mes a mes de la rentabilidad del mercado tanto para el índice igualmente ponderado (*EW*) como ponderado en base al valor (*VW*) (8). Como se ve, en ambos casos únicamente se observan valores significativos en los meses de enero y febrero, además se rechaza la hipótesis nula de igualdad de la rentabilidad a lo largo de los distintos meses del año y se evidencia que la rentabilidad de enero es mayor que la del resto del año.

(8) La información sobre estos índices fue facilitada por GONZALO RUBIO. Para obtener los excesos de rentabilidad, se utiliza como rentabilidad del activo libre de riesgo el equivalente mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro, información disponible desde 1982, y el correspondiente a las letras del Tesoro procedentes del mercado secundario, disponibles desde 1987. Con anterioridad a esta fecha se utilizan los tipos de los préstamos ofrecidos por las instituciones financieras.

TABLA 4

ESTACIONALIDAD EN LAS RENTABILIDADES DEL MERCADO.
PERIODO DICIEMBRE 1967-DICIEMBRE 1989^a

<i>Promedio sobre</i>	<i>Rentabilidad pura</i>		<i>Exceso de rentabilidad</i>	
	<i>Indice EW</i>	<i>Indice VW</i>	<i>Indice EW</i>	<i>Indice VW</i>
Enero	0.06656* (4.080)	0.05323* (3.842)	0.06133* (3.801)	0.04800* (3.502)
Febrero	0.04158* (3.939)	0.02952* (2.955)	0.03634* (3.440)	0.02427* (2.414)
Marzo	0.01789 (1.271)	0.01616 (1.074)	0.01261 (0.906)	0.01088 (0.731)
Abril	0.02958** (1.973)	0.01905 (1.636)	0.02440 (1.636)	0.01387 (1.182)
Mayo	0.01008 (0.907)	0.00882 (1.024)	0.00474 (0.439)	0.00349 (0.422)
Junio	0.01001 (0.874)	0.01431 (1.195)	0.00475 (0.415)	0.00905 (0.756)
Julio	0.02563** (2.026)	0.02043 (1.708)	0.02051 (1.638)	0.01531 (1.285)
Agosto	0.02357** (2.041)	0.01360 (1.298)	0.01847 (1.608)	0.00850 (0.809)
Septiembre	-0.00214 (-0.204)	-0.01228 (-1.168)	-0.00725 (-0.710)	-0.01739 (-1.687)
Octubre	-0.00864 (-0.472)	-0.01426 (-0.835)	-0.01375 (-0.752)	-0.01937 (-1.130)
Noviembre	0.00053 (0.048)	0.00491 (0.495)	-0.00464 (-0.423)	-0.00027 (-0.027)
Diciembre	0.00128 (0.172)	-0.00190 (-0.231)	-0.00368 (-0.493)	-0.00687 (-0.825)
<i>F</i>	2.76092	2.38031	2.79680	2.38694
Probabilidad	0.00212	0.00809	0.00186	0.00790
Enero	0.06656* (5.153)	0.05323* (4.454)	0.06133* (4.786)	0.04800* (4.032)
Resto del año	-0.05303* (-3.932)	-0.04433* (-3.552)	-0.05297* (-3.958)	-0.04428* (-3.561)

^a Los valores de *t* aparecen entre paréntesis.

* Valores significativo al 5 por 100.

** Valores significativo al 10 por 100.

Si comparamos los resultados de las Tablas 2 y 4, se observa que mientras en el primero el premio por riesgo es únicamente significativo en los meses de enero, febrero y mayo; en el segundo, esto solamente ocurre en los meses de enero y febrero. Por tanto, en principio no se puede afirmar que los motivos que provocan la existencia de un comportamiento diferencial de la rentabilidad en el mercado de capital sean aplicables al premio por riesgo del mercado. No obstante, si analizamos los resultados de las Tablas 3 y 4, se verifica que en ambos se rechaza la hipótesis nula de igualdad a través de los distintos meses del año, y que el mes de enero ofrece tanto un premio por riesgo como una rentabilidad significativamente superior a la del resto del año en conjunto.

4. UNA VISION ALTERNATIVA DE LA ESTACIONALIDAD DEL PREMIO POR RIESGO

Los resultados que aparecen en la Tabla 4, permiten realizar una interpretación adicional muy sencilla, aunque de indudable interés, acerca de la existencia de un patrón estacional en el premio por riesgo, cuyo origen está en un trabajo realizado por Chang y Pinegar [1988]. Estos autores, a la luz de la evidencia empírica presentada por Tinic y West [1984] y Gultekin y Gultekin [1987], tratan de determinar si estos hallazgos reflejan la ausencia de una relación riesgo-rentabilidad, o bien insuficiencias en los modelos de valoración de activos específicos.

Para ello, comparan los diferenciales de rentabilidad en el período de mantenimiento mes-a-mes entre las rentabilidades de acciones y de bonos del Tesoro. En la medida que se acepta que las acciones tienen más riesgo que los bonos, no existe necesidad de calcular beta (u otras medidas de riesgo). Si este planteamiento es correcto y si existe una relación consistente entre riesgo y rentabilidad, entonces el diferencial de rentabilidad del período de mantenimiento mensual medio debería ser sistemáticamente positivo.

De acuerdo con este planteamiento, estos autores encontraron que, desde 1927 a 1983, los diferenciales medios de rentabilidad entre acciones (incluso de empresas pequeñas) y bonos del Tesoro son significativamente mayores que cero únicamente en enero y, en menor medida, en julio. Siendo los resultados similares cuando se consideran subperíodos. Consecuentemente, Chang y Pinegar no consiguen encontrar una relación riesgo-rentabilidad generalizada, y su ausencia no puede atribuirse a una especificación incorrecta de los métodos de valoración de activos o a la no estacionariedad, o estimaciones ineficientes de beta.

Este tipo de conclusión también se obtiene en el mercado español, de hecho si comparamos las rentabilidades de los dos índices (activos arriesgados) con la del activo libre de riesgo, tal como se hace en las dos últimas columnas de la Tabla 4, estamos en un contexto similar al propuesto por Chang y Pinegar. Como se puede ver, al analizar los diferenciales de rentabilidad éstos únicamente son significativos en los meses de enero y febrero, lo que quiere decir que un activo arriesgado (los índices) únicamente supera la rentabilidad de un activo libre de riesgo durante dos meses del año, o lo que es lo mismo los inversores solamente son recompensados por soportar riesgo durante dos meses del año. Además, el diferencial de enero supera al de los demás meses del año.

5. CONCLUSION

En este trabajo se ha examinado si la estructura estacional detectada en las rentabilidades del mercado es también observable en los premios por riesgo. Para ello, se ha tomado como punto de partida las estimaciones mensuales del premio por riesgo obtenidas por Gallego, Gómez y Marhuenda [1992], utilizando la metodología de Litzenberger y Ramaswamy [1979].

Los resultados obtenidos indican que el premio por riesgo es estadísticamente significativo en los meses de enero, febrero y mayo, aunque en el último mes de forma negativa. Esto sugiere que, aunque cuando se consideran los datos globalmente, la supuesta relación positiva entre rentabilidad y riesgo sistemático planteada por el CAPM se rechaza en el mercado español, esto no es así en los meses previamente señalados, a excepción de mayo. Adicionalmente, se comprueba que el premio por riesgo de enero supera al correspondiente a cada mes del año de forma significativa, así como al correspondiente al resto del año. En cualquier caso, la estructura estacional observada en el premio por riesgo no coincide plenamente con la correspondiente a la rentabilidad, lo que sugiere que las causas que provocan la aparición de estacionalidad son distintas en cada caso.

Esta evidencia afecta seriamente a la validez del CAPM, dado que, cuando se trata de valorar activos, se supone que los inversores están siendo compensados por soportar riesgo a lo largo del tiempo y, por tanto, que la relación rentabilidad-riesgo no es el reflejo de lo que sucede en un solo mes. Por tanto, los resultados obtenidos no apoyan la posibilidad

de que el CAPM explique adecuadamente el comportamiento del mercado de capital español, lo que es coherente con la evidencia previa en este mercado.

Además, se ha presentado evidencia consistente con la obtenida por Chang y Pinegar [1988] en el sentido de que los inversores únicamente son recompensados por soportar riesgo en los meses de enero y febrero, resultado que descarta la posibilidad de que la inexistencia de una relación generalizada rentabilidad-riesgo se deba a modelos mal especificados o a problemas de estimación.

APENDICE

TABLA 1

RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA. PRIMER SUBPERIODO (67.12-72.04)^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	0.00480 (0.367)	0.06615* (3.247)	0.00683 (0.612)	0.05903* (3.330)	-0.02549 (-1.437)	0.09508* (3.399)
Febrero	0.02942 (1.592)	-0.05440** (-1.888)	0.01807 (1.146)	-0.04197 (-1.674)	0.04161 (1.659)	-0.06802** (-1.719)
Marzo	0.01783 (0.965)	-0.07702* (-2.673)	0.01695 (1.075)	-0.07538* (-3.007)	0.05769* (2.301)	-0.11994* (-3.032)
Abril	0.00700 (0.379)	-0.07301* (-2.534)	0.01175 (0.745)	-0.07158* (-2.855)	0.05293* (2.111)	-0.11456* (-2.896)
Mayo	0.01431 (0.730)	-0.08174* (-2.675)	0.01615 (0.965)	-0.07962* (-2.994)	0.06254* (2.351)	-0.12991* (-3.096)
Junio	-0.00003 (-0.001)	-0.07543* (-2.468)	0.00218 (0.130)	-0.06543* (-2.461)	0.03843 (1.445)	-0.10546* (-2.513)
Julio	-0.01306 (-0.666)	-0.00701 (-0.229)	-0.00532 (-0.318)	-0.00764 (-0.287)	0.00302 (0.113)	-0.01782 (-0.424)
Agosto	0.03027 (1.544)	-0.07903* (-2.586)	0.02328 (1.392)	-0.07144* (-2.687)	0.04510** (1.696)	-0.11401* (-2.717)
Septiembre	-0.00097 (-0.049)	-0.08381* (-2.742)	-0.00496 (-0.296)	-0.07417* (-2.789)	0.03831 (1.440)	-0.12140* (-2.893)
Octubre	0.00173 (0.088)	-0.05408** (-1.769)	-0.00275 (-0.164)	-0.04239 (-1.594)	0.02081 (0.782)	-0.06949 (-1.656)
Noviembre	0.00942 (0.480)	-0.07359* (-2.408)	0.00829 (0.495)	-0.06991* (-2.629)	0.04589** (1.725)	-0.11054* (-2.634)
Diciembre	0.00856 (0.463)	-0.06741* (-2.339)	0.00775 (0.491)	-0.06513* (-2.598)	0.04042 (1.612)	-0.10039* (-2.538)
F Probab.	0.82106 0.61985	1.72582 0.10159	0.65497 0.77104	2.07475 0.04514	1.11534 0.37447	2.05969 0.04677
Enero	0.00480 (0.372)	0.06615* (3.265)	0.00683 (0.634)	0.05903* (3.260)	-0.02549 (-1.476)	0.09508* (3.347)
Resto del año	0.01001 (0.740)	-0.06621* (-3.110)	0.00875 (0.773)	-0.06068* (-3.190)	0.04124* (2.273)	-0.09769* (-3.272)

^a Los valores de t aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

TABLA 2

RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA. SEGUNDO SUBPERIODO (72.05-76.09)^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	-0.06303* (-3.258)	0.09824* (3.130)	-0.06886* (-3.421)	0.10382* (3.105)	-0.11852* (-4.028)	0.15453* (3.345)
Febrero	0.05688* (2.079)	-0.06459 (-1.455)	0.03660 (1.285)	-0.05209 (-1.101)	0.06142 (1.476)	-0.07801 (-1.194)
Marzo	0.08407* (3.072)	-0.12533* (-2.824)	0.09777* (3.434)	-0.14243* (-3.012)	0.15209* (3.655)	-0.19998* (-3.061)
Abril	0.04097 (1.497)	-0.02289 (-0.515)	0.04138 (1.453)	-0.02720 (-0.575)	0.07206** (1.731)	-0.05704 (-0.873)
Mayo	0.06770* (2.608)	-0.12869* (-3.056)	0.06748* (2.498)	-0.12870* (-2.869)	0.13176* (3.337)	-0.19381* (-3.127)
Junio	0.06943* (2.675)	-0.11520* (-2.736)	0.06623* (2.452)	-0.11359* (-2.532)	0.11480* (2.908)	-0.16388* (-2.644)
Julio	0.08771* (3.379)	-0.12877* (-3.058)	0.09228* (3.417)	-0.13407* (-2.989)	0.15547* (3.938)	-0.19852* (-3.203)
Agosto	0.04266 (1.643)	-0.08704* (-2.067)	0.05171** (1.915)	-0.09314* (-2.076)	0.09221* (2.335)	-0.13504* (-2.178)
Septiembre	0.04903** (1.889)	-0.10682* (-2.537)	0.06370* (2.358)	-0.12348* (-2.753)	0.11944* (3.025)	-0.18133* (-2.925)
Octubre	0.11007* (4.023)	-0.13836* (-3.117)	0.13226* (4.646)	-0.15945* (-3.372)	0.20777* (4.993)	-0.23682* (-3.625)
Noviembre	0.03773 (1.379)	-0.06856* (-1.544)	0.02427 (0.852)	-0.05434 (-1.149)	0.05505 (1.322)	-0.08461 (-1.295)
Diciembre	0.07008* (2.561)	-0.12672* (-2.855)	0.08727* (3.066)	-0.14390* (-3.044)	0.15441* (3.710)	-0.21239* (-3.251)
F	2.26554	2.14760	3.25121	2.47316	3.77203	2.62239
Probab.	0.02879	0.03803	0.00289	0.01764	0.00089	0.01241
Enero	-0.06303* (-3.123)	0.09824* (3.020)	-0.06886* (-3.010)	0.10382* (2.897)	-0.11852* (-3.511)	0.15453* (3.116)
Resto del año	0.06494* (3.093)	-0.10242* (-3.028)	0.06909* (2.904)	-0.10781* (-2.893)	0.11999* (3.418)	-0.15996* (-3.102)

^a Los valores de t aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

TABLA 3

RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA. TERCER SUBPERIODO (76.10-81.02)^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	-0.00073 (-0.041)	0.00256 (0.094)	-0.01104 (-0.790)	0.00533 (0.200)	-0.01177 (-0.723)	0.00628 (0.202)
Febrero	-0.01381 (-0.548)	0.03592 (0.936)	0.00405 (0.204)	0.02753 (0.732)	-0.00017 (-0.007)	0.03264 (0.741)
Marzo	-0.01794 (-0.671)	0.01132 (0.278)	-0.00282 (-0.134)	0.01055 (0.264)	-0.00415 (-0.170)	0.01216 (0.260)
Abril	-0.01305 (-0.488)	0.00897 (0.220)	-0.00059 (-0.028)	0.00246 (0.061)	-0.00071 (-0.029)	0.00233 (0.050)
Mayo	0.01875 (0.702)	-0.03461 (-0.850)	0.02557 (1.220)	-0.03038 (-0.762)	0.03012 (1.234)	-0.03586 (-0.768)
Junio	-0.01979 (-0.740)	0.01801 (0.442)	-0.00421 (-0.200)	0.00961 (0.241)	-0.00551 (-0.225)	0.01114 (0.238)
Julio	0.00059 (0.022)	-0.01970 (-0.484)	0.00614 (0.292)	-0.01520 (-0.381)	0.00873 (0.358)	-0.01816 (-0.388)
Agosto	0.06252* (2.339)	-0.05725 (-1.407)	0.04816* (2.297)	-0.03873 (-0.971)	0.05357* (2.196)	-0.04535 (-0.971)
Septiembre	0.00412 (0.154)	-0.04759 (-1.169)	0.01593 (0.760)	-0.04893 (-1.227)	0.02217 (0.908)	-0.05641 (-1.208)
Octubre	-0.01116 (-0.443)	-0.01715 (-0.447)	-0.00324 (-0.164)	-0.02061 (-0.548)	-0.00008 (-0.003)	-0.02450 (-0.556)
Noviembre	-0.03882 (-1.541)	0.00488 (0.127)	-0.04207* (-2.128)	0.02057 (0.547)	-0.04576** (-1.989)	0.02473 (0.562)
Diciembre	-0.03223 (-1.279)	0.01499 (0.390)	-0.01230 (-0.622)	0.00838 (0.223)	-0.01239 (-0.539)	0.00859 (0.195)
F	1.87864	0.94449	2.12007	0.72353	1.96057	0.72161
Probab.	0.07141	0.50953	0.04058	0.70960	0.05899	0.71136
Enero	-0.00073 (-0.037)	0.00256 (0.094)	-0.01104 (-0.703)	0.00533 (0.204)	-0.01177 (-0.653)	0.00628 (0.206)
Resto del año	-0.00707 (-0.343)	-0.00604 (-0.211)	0.00176 (0.107)	-0.00548 (-0.200)	0.00260 (0.137)	-0.00652 (-0.203)

^a Los valores de *t* aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

TABLA 4

RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA. CUARTO SUBPERIODO (81.03-85.07)^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	-0.01974 (-0.969)	0.11411* (3.510)	-0.00269 (-0.188)	0.08458* (3.597)	-0.03265** (-1.923)	0.11588* (3.688)
Febrero	0.01996 (0.693)	-0.07639 (-1.661)	0.03068 (1.518)	-0.09283* (-2.791)	0.06332* (2.638)	-0.12689* (-2.855)
Marzo	0.00573 (0.210)	-0.09086* (-2.083)	-0.01214 (-0.633)	-0.05725** (-1.815)	0.01197 (0.525)	-0.08203* (-1.946)
Abril	0.00411 (0.150)	-0.10527* (-2.413)	0.00208 (0.108)	-0.09093* (-2.882)	0.03319 (1.457)	-0.12352* (-2.930)
Mayo	0.05638* (2.065)	-0.10670* (-2.446)	0.04404* (2.297)	-0.10051* (-3.186)	0.07852* (3.448)	-0.13668* (-3.242)
Junio	0.04250 (1.556)	-0.11212* (-2.571)	0.02126 (1.109)	-0.08850* (-2.805)	0.05414* (2.377)	-0.12223* (-2.899)
Julio	0.03095 (1.133)	-0.07995** (-1.833)	0.01081 (0.564)	-0.05565** (-1.764)	0.03153 (1.384)	-0.07700** (-1.826)
Agosto	0.05914* (2.054)	-0.14476* (-3.149)	0.00762 (0.377)	-0.09366* (-2.816)	0.03884 (1.618)	-0.12644* (-2.845)
Septiembre	0.05136** (1.784)	-0.12852* (-2.795)	0.01605 (0.794)	-0.10065* (-3.027)	0.04838* (2.015)	-0.13500* (-3.038)
Octubre	0.00709 (0.246)	-0.10168* (-2.212)	0.00709 (0.351)	-0.09099* (-2.736)	0.03896 (1.623)	-0.12427* (-2.796)
Noviembre	0.00719 (0.250)	-0.09283* (-2.019)	-0.02641 (-1.307)	-0.04761 (-1.431)	-0.00888 (-0.369)	-0.06578 (-1.480)
Diciembre	0.04927** (1.711)	-0.17839* (-3.880)	0.03458** (1.711)	-0.14959* (-4.499)	0.08737* (3.640)	-0.20481* (-4.609)
F Probab.	1.38283 0.21756	1.75835 0.09429	2.12831 0.03980	2.52284 0.01569	3.18233 0.00338	2.58541 0.01354
Enero	-0.01974 (-0.940)	0.11411* (3.550)	-0.00269 (-0.168)	0.08458* (3.430)	-0.03265 (-1.642)	0.11588* (3.515)
Resto del año	0.03009 (1.379)	-0.10949* (-3.275)	0.01242 (0.748)	-0.08705* (-3.395)	0.04324* (2.090)	-0.11918* (-3.476)

^a Los valores de *t* aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

TABLA 5

RESULTADOS DE ANALISIS DE LA VARIANZA. QUINTO SUBPERIODO (85.08-89.12)^a

PERIODO	MCO		MCG		MV	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$
Enero	0.03666 (1.009)	0.09592 (1.586)	-0.03240 (-1.169)	0.15172* (2.782)	-0.13618* (-2.286)	0.25511* (2.775)
Febrero	-0.03920 (-0.762)	-0.05024 (-0.587)	0.02581 (0.658)	-0.09567 (-1.240)	0.10526 (1.249)	-0.17585 (-1.352)
Marzo	-0.01587 (-0.308)	-0.06906 (-0.807)	0.06589 (1.681)	-0.13582** (-1.761)	0.16786** (1.992)	-0.23816** (-1.831)
Abril	-0.03083 (-0.600)	-0.02163 (-0.252)	0.00499 (0.127)	-0.07282 (-0.944)	0.06689 (0.794)	-0.13566 (-1.042)
Mayo	0.06185 (1.203)	-0.16935** (-1.980)	0.13439* (3.430)	-0.22804* (-2.957)	0.28343* (3.364)	-0.37653* (-2.896)
Junio	-0.00898 (-0.174)	-0.09655 (-1.128)	0.05602 (1.429)	-0.15136** (-1.963)	0.15207** (1.805)	-0.24571** (-1.890)
Julio	-0.07705 (-1.499)	-0.02987 (-0.349)	-0.00651 (-0.166)	-0.08376 (-1.086)	0.03165 (0.375)	-0.11919 (-0.916)
Agosto	-0.02775 (-0.569)	-0.04830 (-0.595)	0.04544 (1.222)	-0.11992 (-1.639)	0.11254 (1.408)	-0.18598 (-1.508)
Septiembre	-0.02286 (-0.469)	-0.09156 (-1.128)	0.04180 (1.124)	-0.15172* (-2.074)	0.14442** (1.807)	-0.25404* (-2.059)
Octubre	0.02183 (0.447)	-0.20805* (-2.564)	0.04809 (1.293)	-0.22896* (-3.130)	0.20953* (2.621)	-0.39184* (-3.177)
Noviembre	0.01826 (0.374)	-0.15273** (-1.882)	0.05678 (1.527)	-0.17731* (-2.424)	0.17902* (2.240)	-0.29955* (-2.428)
Diciembre	-0.04297 (-0.881)	-0.07144 (-0.880)	0.05088 (1.368)	-0.14267** (-1.950)	0.14332** (1.793)	-0.23458** (-1.902)
F Probab.	1.04384 0.42792	1.23209 0.29768	1.82722 0.08045	1.50364 0.16741	1.74285 0.09770	1.51247 0.16418
Enero	0.03666 (0.996)	0.09592 (1.566)	-0.03240 (-1.093)	0.15172* (2.786)	-0.13618* (-2.209)	0.25511* (2.773)
Resto del año	-0.01444 (-0.337)	-0.09402 (-1.475)	0.04770 (1.547)	-0.14638* (-2.584)	0.14638* (2.283)	-0.24477* (-2.558)

^a Los valores de *t* aparecen entre paréntesis.

* Valores significativos al 5 por 100.

** Valores significativos al 10 por 100.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BANZ, R. [1981]: «The Relationship between Return and Market Value of Common Stock», *Journal of Financial Economics*, 9, pp. 3-18.
- BASARRATE, B., y RUBIO, G. [1990]: «A Note on the Seasonality in the Risk-Return Relationship», *Investigaciones Económicas*, 14, pp. 311-318.
- BERGES, A. [1984]: *El Mercado de capitales español en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- BERGES, A.; McCORMELL, J., y SCHLARBAUM, G. [1984]: «The Turn-of-the-Year in Canada», *Journal of Finance*, 39, 1, marzo, pp. 185-192.
- BLACK F.; JENSEN, M., y SCHOLES, M. [1972]: «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», en Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets* (New York: Praeger).
- CALVET, A., y LEFOLL, J. [1989]: «Risk and Return on Canadian Capital Markets: Seasonality and Size Effect», *Finance*, vol. 10, núm. 1, pp. 21-39.
- CARROLL, C., y WEI, K. [1988]: «Risk, Return and Equilibrium: An Extension», *Journal of Business*, vol. 61, núm. 4, pp. 485-499.
- CHANG, E., y PINEGAR, J. [1988]: «A Fundamental Study of the Seasonal Risk-Return Relationship: A Note», *Journal of Finance*, 43, 4, September, pp. 1035-1039.
- CHO, D., y TAYLOR, W. [1987]: «The Seasonal Stability of the Factor Structure of Stock Returns», *The Journal of Finance*, vol. 42, núm. 5, diciembre, pp. 1195-1211.
- CORHAY, A.; HAWAWINI, G., y MICHEL, P. [1986a]: *The Pricing of Equity on the London Stock Exchange: Seasonality and Size Premiums*, Working Paper, INSEAD.
- [1986b]: *The Pricing of Common Stocks in the Brussels Stock Exchange: A Re-Examination of the Evidence*, Working Paper, INSEAD.
- [1987]: «Seasonality in the Risk-Returns Relationship: Some International Evidence», *Journal of Finance*, vol. 42, núm. 1, marzo, pp. 49-68.
- FAMA, E., y MACBETH, J. [1973]: «Risk Return and Equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy*, 71, mayo-junio, pp. 607-636.
- FAMA, E., y FRENCH, K. [1992]: «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *Journal of Finance*, 47, 2, junio, pp. 427-465.
- FRENCH, K. [1980]: «Stock Returns and the Weekend Effect», *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 55-69.
- GALLEGO, A.; GÓMEZ, J., y MARHUENDA, J. [1992]: «Evidencias empíricas del CAPM en el mercado español de capitales», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 9213.
- GIBBONS, M., y HESS, P. [1981]: «Day of the Week Effects and Asset Returns», *Journal of Business*, 54, pp. 579-596.

- GÓMEZ-BEZARES, F., MADARIAGA, J., y SANTIBÁÑEZ, J. [1994]: *Valoración de acciones en la Bolsa Española*, Desclee de Brouwer, Bilbao.
- GULTEKIN, M., y GULTEKIN, N. [1987]: «Stock Returns Anomalies and the Tests of the APT», *Journal of Finance*, vol. 42, núm. 5, diciembre, pp. 1213-1224.
- KEIM, D. [1983]: «Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics*, 12, marzo, pp. 13-32.
- LAKONISHOK, J., y SHAPIRO, A. [1986]: «Systematic Risk Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns», *Journal of Banking and Finance*, 10, pp. 115-132.
- LEVY, H. [1978]: «Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio», *American Economic Review*, vol. 68, septiembre, pp. 643-658.
- LITZENBERGER, R., y RAMASWAMY, K. [1979]: «The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics*, 7 junio, pp. 163-195.
- OFFICER, R. [1975]: «Seasonality in the Australian Capital Markets: Market Efficiency and Empirical Issues», *Journal of Financial Economics*, 2, pp. 29-51.
- PALACIOS, J. [1973]: *The Stock Market in Spain: Tests of Efficiency and Capital Market Theory*, Tesis Doctoral no publicada, Stanford University.
- REINGANUM, M. [1981a]: «Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Value», *Journal of Financial Economics*, 9 marzo, 19-46.
- REINGANUM, M. [1981b]: «A New Empirical Perspective of the CAPM», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 16, núm. 4, noviembre, pp. 439-462.
- RITTER, J., y CHOPRA, N. [1989]: «Portfolio Rebalancing and the Turn-of-the-Year Effect», *Journal of Finance*, vol. 44, núm. 1, marzo, pp. 149-166.
- ROZEFF, M., y KINNEY, W. [1976]: «Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns», *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 379-402.
- RUBIO, G. [1988]: «Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market», *Journal of Banking and Finance*, 12, pp. 221-242.
- [1991]: «Formación de precios en el mercado bursátil: Teoría y evidencia empírica», *Cuadernos Económicos de ICE*, núm. 49, pp. 157-186.
- TINIC, S., BARONE-ADESI, G., y WEST, R. [1987]: «Seasonality in Canadian Stock Prices: A Test of the Tax-Loss-Selling Hypothesis», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 1, marzo, pp. 51-63.
- TINIC, S., y WEST, R. [1984]: «Risk and Return: January versus the Rest of the Year», *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 561-574.
- [1986]: «Risk, Return and Equilibrium: A Revisit», *Journal of Political Economy*, vol. 94, núm. 1, pp. 126-147.