

**EVIDENCIAS EMPÍRICAS DEL CAPM EN
EL MERCADO ESPAÑOL DE CAPITALES**

Ana Gallego, J. Carlos Gómez y Joaquín Marhuenda*

WP-EC 92-13

* Universidad de Alicante.

**Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Diciembre 1992.
ISBN: 84-482-0084-5
Depósito Legal: V-4543-1992
Impreso por KEY, S.A., Valencia.
Cardenal Benlloch, 69, 46021-Valencia.
Impreso en España.

EVIDENCIAS EMPÍRICAS DEL CAPM EN EL MERCADO ESPAÑOL DE CAPITALES

Ana Gallego, J. Carlos Gómez y Joaquín Marhuenda

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo consiste fundamentalmente en analizar si la conducta agregada de los inversores en el mercado de capitales español concuerda con las relaciones de equilibrio rentabilidad-riesgo hipotetizadas por el CAPM. En nuestro país, se han efectuado pocas pruebas empíricas diferentes a las desarrolladas en la perspectiva de agrupamiento de activos en carteras de valores. En este trabajo se plantean los distintos tests desde dos metodologías alternativas: la ya mencionada "aproximación de agrupamiento de carteras (Black-Jensen-Scholes, 1972) y la "perspectiva de activos individuales" planteada por Litzemberger-Ramaswamy (1979).

ABSTRACT

The aim of this paper consists mainly of analyzing if the aggregated behaviour of investors in the Spanish capital market corresponds with the risk-return relationship hypothesized by CAP models. In our country little empirical work has been done using grouping of assets in portfolios. Different tests using two alternative methodologies are carried out: the already mentioned "approach using grouping of portfolios" (Black-Jensen-Scholes, 1972) and the "perspective of individual assets" as raised by Litzemberger-Ramaswamy (1979).

1.- INTRODUCCIÓN.

El objetivo de este trabajo consiste fundamentalmente en analizar si la conducta agregada de los inversores en el mercado de capitales español ha resultado en relaciones de equilibrio rentabilidad-riesgo como las hipotetizadas por el CAPM.

Las investigaciones realizadas al respecto en otros mercados (Chen, Roll y Ross, 1986; Ostermark, 1990), han utilizado preferentemente la metodología diseñada originalmente por Fama y MacBeth (1973). Sin embargo, los contrastes de hipótesis realizados en la regresión transversal de este test, podrían llevar a conclusiones erróneas cuando los factores beta de los activos individuales son inestables.

En nuestro país, se han efectuado pocas pruebas diferentes a las desarrolladas en la perspectiva de agrupamiento de activos en carteras de valores, si se exceptúan las de Bergés (1984) y Basarrasate (1988), si bien, en este último caso, para el análisis concreto de la repercusión de las decisiones de pago de dividendos sobre el precio de las acciones.

Atendiendo a lo anterior, el propósito específico de este estudio consiste por una parte en re-examinar, actualizándolas a períodos de tiempo más recientes, las pruebas realizadas por Palacios (1973), Bergés (1984), Rubio (1988a, 1988b) y otros, sobre las relaciones de equilibrio rentabilidad-riesgo en la Bolsa española. Por otra, en desarrollar los tests con metodologías distintas que permitan contrastar los resultados obtenidos: uno, el propuesto por Black-Jensen-Scholes (1972), inscrito también en la "aproximación de agrupamiento en carteras", y otro, el planteado por Litzenberger-Ramaswamy (1979) en la "perspectiva de activos individuales".

La investigación se ha ordenado de la siguiente forma: en el apartado siguiente se realiza una presentación del modelo a verificar; en el epígrafe tercero se plantean los problemas econométricos derivados de su contrastación empírica. En el cuarto, se presentan las metodologías a aplicar así como los datos; en el quinto se ofrecen los resultados obtenidos con la metodología de Black-Jensen-Scholes (en adelante BJS) y los correspondientes a la de Litzenberger-Ramaswamy (en adelante LR), y en el sexto y último, se sintetizan las conclusiones.

2.- EL MODELO DE VALORACIÓN DE ACTIVOS DE CAPITAL, CAPM.

El modelo de valoración de activos de capital, CAPM, constituye desde su origen en los trabajos de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) y Treynor (1961), una contribución fundamental para entender el funcionamiento de los mercados de capitales. Esencialmente, se puede considerar una extensión del modelo normativo media-varianza desarrollado por Markowitz (1952) y Tobin (1958), al que se añaden los supuestos de eficiencia del mercado, y existencia de un gran número de inversores con expectativas homogéneas acerca de la rentabilidad normalmente distribuida de los activos.

A partir de este conjunto de suposiciones se deriva la siguiente ecuación, que describe el equilibrio de valoración de los activos arriesgados:

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

Ecuación de la que se puede deducir que los determinantes de la rentabilidad esperada de un activo i , $E(R_i)$, son, básicamente, tres:

β_i La volatilidad del activo i respecto a la cartera de mercado, que se interpreta como el componente sistemático del riesgo.

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

$E(R_z)$ La rentabilidad esperada del activo libre de riesgo en la versión de Sharpe-Lintner, o de una cartera incorrelacionada con el mercado en la extensión de Black (1972). Dado que $\sigma_{zM}=0$, la rentabilidad esperada de z es el intercepto de la ecuación, y representa la rentabilidad esperada que procede de factores distintos de los que inducen a los inversores a asumir riesgos.

$[E(R_M) - E(R_z)]$ El valor esperado de la prima de riesgo por unidad de riesgo sistemático. Por definición, $\beta_z=0$ y $\beta_M=1$, por lo que el diferencial de riesgo relativo entre z y M es 1, y la diferencia en su rentabilidad

media es la prima de riesgo estandarizada por unidad de riesgo relativo.

La construcción teórica del modelo plantea una serie de problemas iniciales para la contrastación de la ecuación [1], que a continuación se resumen (para una exposición más detallada se puede consultar el capítulo 10 en Huang y Litzenberger (1988)):

El primero se produce al suponer el CAPM la existencia de relaciones ex-ante entre rentabilidad y beta. El recurso a la "hipótesis de expectativas racionales" justifica el planteamiento de la siguiente versión ex post, para valores observados de las rentabilidades efectivamente realizadas:

$$R_{it} - R_{Zt} = (R_{Mt} - R_{Zt}) \beta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

en la que:

R_{it} = Es la tasa de rentabilidad realizada en el título i durante el período de tiempo t .

R_{Zt} = Es la tasa de rentabilidad libre de riesgo realizada, r_f , o la tasa de rentabilidad realizada que corresponde a la cartera de mínima varianza incorrelacionada con la cartera de mercado, dependiendo de la versión del CAPM.

R_{Mt} = Es la tasa de rentabilidad realizada en la cartera de mercado, durante el período de tiempo t .

ϵ_{it} = Es la perturbación aleatoria, normalmente distribuida con media cero y varianza constante.

La segunda dificultad hace referencia a que los tests empíricos utilizan series temporales de datos para calcular las tasas de rentabilidad y estimar las betas. Sin embargo, tanto las series de betas como de rentabilidades pueden ser no estacionarias. Para resolverla se ha desarrollado, básicamente, una aproximación consistente en agrupar activos de modo que las carteras formadas posean betas estacionarias. Adicionalmente, se supone que las

rentabilidades de tales carteras, así como las del activo libre de riesgo y del mercado, son igualmente estacionarias a lo largo del tiempo.

El tercer problema, se debe a que la rentabilidad en la cartera de mercado, fundamental en el CAPM, no es una variable observable y, por tanto, los tests se basan en aproximaciones de la misma que excluyen importantes clases de activos (capital humano, activos reales privados, etc.). La sustitución no distorsiona los resultados si la cartera tomada como aproximación es la de mínima varianza entre todas las que tienen un beta unitario. De esta forma, los coeficientes beta medidos con respecto a dicha cartera coincidirán con los verdaderos.

3.- ETAPAS Y PROBLEMAS DE LA CONTRASTACIÓN EMPÍRICA.

La contrastación empírica del CAPM requiere la estimación de las constantes γ_0, γ_1 en la siguiente ecuación de corte transversal:

$$\bar{R}_i - \bar{r}_f = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + \epsilon_i, \quad i=1,2,\dots,N. \quad (3)$$

donde: \bar{R}_i es la rentabilidad media realizada del activo i ; \bar{r}_f , es la rentabilidad media del activo libre de riesgo; y $\hat{\beta}_i$ es una estimación del riesgo sistemático del activo i , procedente de la regresión de serie temporal de las observaciones del exceso de rentabilidad del título i ($R_{it} - r_{ft}$), sobre la prima de mercado ($R_{Mt} - r_{ft}$):

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - r_{ft}) + u_{it}, \quad t=1,2,\dots,T. \quad (4)$$

Concretamente, en una primera etapa del proceso de prueba suelen obtenerse las estimaciones empíricas del coeficiente beta de cada título realizando la regresión de serie temporal. En una segunda etapa, se promedia el exceso en la tasa de rentabilidad realizada en cada activo en el período de tiempo considerado, realizándose, después, la regresión de

corte transversal sobre su beta estimada para obtener la línea empírica del mercado.

Las hipótesis contrastables, según la especificación del modelo dada en [3], y sus tests empíricos son, básicamente, las siguientes:

1. Linealidad de las relaciones rentabilidad-riesgo.
2. Relación positiva rentabilidad-riesgo, apoyada si $\gamma_1 > 0$.
3. Relevancia del coeficiente beta como factor explicativo del riesgo, sostenida por la significación del parámetro γ_1 , y por la hipótesis 1 anterior.
4. Intercepto: En la versión estándar el intercepto no debe ser significativamente distinto de cero, esto es $\gamma_0 = 0$ y $\gamma_1 = \overline{R_M} - \overline{r_f}$. Sin embargo, en la versión de beta cero $\gamma_0 > 0$ y $\gamma_1 < \overline{R_M} - \overline{r_f}$.

Por otra parte, en el desarrollo de las pruebas empíricas aparecen dos conocidos problemas econométricos:

El primero se refiere a la existencia de perturbaciones heterocedásticas y autocorrelacionadas en el modelo. Como consecuencia, los estimadores por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), tanto de α_i como de β_i , son ineficientes. Su varianza es mayor que la de los estimadores por mínimos cuadrados generalizados (MCG), lo que aumenta la probabilidad de cometer el error de tipo II al contrastar las distintas hipótesis. Además, las verdaderas varianzas de los estimadores no coincidirán con las calculadas por lo que las consecuencias extraídas de los contrastes serán erróneas.

Entre las posibles soluciones adoptadas están: a) Calcular estimadores MCG, en base a una matriz de varianzas y covarianzas restringidas, como hacen LR (1979); b) Utilizar estimadores MCO en modelos donde los datos aparecen agrupados en carteras, línea que siguen BJS (1972), y Fama y MacBeth (1973).

El segundo de los problemas acontece por la aparición del error de medida al sustituir el coeficiente de riesgo por una estimación del mismo. Esto provoca el consiguiente sesgo e inconsistencia en las estimaciones de γ_0, γ_1 , independientemente del método utilizado (MCO ó MCG).

La técnica empleada habitualmente para maximizar la eficiencia de las estimaciones consecutivas consiste en utilizar datos agregados para disminuir la varianza de los errores de medida en betas, así como la correspondiente a la perturbación aleatoria. Para ello, se forman carteras de activos en orden a reducir la ineficiencia asociada a las estimaciones individuales de β_i . La forma de agrupación debe conseguir, además, la máxima dispersión en la variable independiente para que resulte más aparente el efecto del riesgo sobre la rentabilidad en la ecuación [3].

El agrupamiento de datos en base a los betas individuales puede provocar, no obstante, una agregación de errores de muestreo de un tipo particular en las carteras con coeficientes beta extremos que sesga los parámetros a estimar. Esto ocurre debido a que la agrupación con betas no permite que los errores de medida sean independientes en cada grupo, lo que provoca que errores positivos tiendan a salir en las carteras de beta alto, ocurriendo lo contrario con los negativos.

La aproximación de agrupamiento de activos en carteras ha sido utilizada también por Blume y Friend (1973), Fama y MacBeth (1973), Black y Scholes (1974), y Kraus y Litzberger (1976), entre otros, y admite numerosas variaciones.

Otras soluciones al problema de presencia de errores de medida en las variables independientes consisten en usar el método de las variables instrumentales, enfoque seguido por Rosenberg y Marathe (1979), o la estimación consistente de un "sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas", adoptado por LR (1979).

4. METODOLOGÍA Y DATOS.

A la hora de contrastar la evidencia empírica del CAPM para el mercado de activos español se ha optado por dos de las metodologías más relevantes entre las que se han propuesto como solución a los problemas econométricos anteriormente indicados: la de Black, Jensen y Scholes (1972), y la de Litzenberger y Ramaswamy (1979).

Ambos tests representan enfoques opuestos. Mientras el primero usa la agrupación de títulos en carteras, el segundo utiliza activos individuales.

4.1. Metodología de Black-Jensen-Scholes.

En esta sección se describe el procedimiento exacto utilizado por BJS (1972). En el mismo, se trata de resolver el problema provocado por la no estacionariedad de las series de rentabilidades y betas de los activos mediante la utilización de datos agregados. Su principal propuesta consiste en la formación de carteras, compuestas por activos con un coeficiente de riesgo similar, para posteriormente regresar el exceso de rentabilidad de esas carteras sobre el correspondiente exceso de rentabilidad del mercado.

El método consta de dos fases. En la primera, el período muestral se divide en subperíodos de igual tamaño, procediendo a realizar en cada uno de ellos la regresión del exceso de rentabilidad de cada activo sobre el de la cartera de mercado. El intervalo periódico elegido es de 5 años, con 60 datos mensuales.

Con los betas individuales estimados, y ordenados de mayor a menor, se definen las carteras de cada subperíodo. Forman 10 carteras, dividiendo en deciles el rango de variación de las betas estimadas al objeto de evitar los problemas de medida. Es decir, el 10% de las acciones con mayor beta pasan a formar parte de la cartera 1, el siguiente 10% de la cartera 2, y así sucesivamente hasta disponer de 10 carteras.

En la segunda fase, se obtiene la rentabilidad de cada una de las carteras en los doce meses del año siguiente al de su formación.

Las dos fases anteriores se repiten obteniendo los betas para el siguiente subperíodo solapado de cinco años resultado de adelantar un año el anterior. Con ello, se reestructuran las carteras en función de los nuevos betas estimados y se procede a calcular su rentabilidad en los meses del año siguiente. El proceso continúa hasta el penúltimo año de datos. Como resultado se dispone de una serie de rentabilidades mensuales para cada una de las 10 carteras o clases de riesgo para el período muestral completo, en el caso de BJS para el comprendido entre 1931-1965 (420 meses).

En base a estas rentabilidades mensuales, se estiman α_p y β_p , según el modelo de series temporales [4], para cada cartera en el período completo de 35 años y en cuatro subperíodos de aproximadamente 9 años.

Finalmente, se realiza la regresión transversal, aplicando la ecuación [3] para cada una de las 10 carteras, en el período completo y cada uno de los subperíodos.

Con la utilización de datos agregados esta metodología logra reducir considerablemente la varianza de las estimaciones de la segunda etapa. Por una parte, es un elemento deflactor de la varianza de la serie de rentabilidades y por otra, reduce la varianza de las perturbaciones disminuyendo el efecto provocado por la heterocedasticidad. Conviene reseñar, sin embargo, que la varianza de la perturbación, además de por el riesgo no sistemático, está compuesta por la varianza del error de medida cometido al sustituir las verdaderas betas por sus valores estimados. La utilización de datos agregados, no obstante, si bien disminuye la varianza de tal error, no soluciona el problema de la inconsistencia de los estimadores.

4.2. Metodología de Litzenberger-Ramaswamy.

El segundo método a aplicar es el sugerido por LR (1979). El test propuesto se fundamenta en la estimación del sistema de ecuaciones formado por las condiciones de equilibrio del mercado. En este contexto, el sistema a estimar es el siguiente:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \epsilon_{it} \quad \begin{matrix} i=1,2,\dots,N \\ t=1,2,\dots,T \end{matrix}$$

Donde ϵ_{it} son perturbaciones aleatorias, homocedásticas pero autocorrelacionadas instantáneamente. Esto es:

$$E(\epsilon_{it}^2) = \sigma_i^2, \quad t=1,2,\dots,T$$

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}) = \sigma_{ij}$$

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt+k}) = 0, \quad \forall k \neq 0$$

En síntesis, los supuestos anteriores lo que asumen es que las rentabilidades de los activos poseen varianza constante en el tiempo, aunque diferente entre activos, y que están correlacionadas con las rentabilidades del resto de activos en el mismo instante, pero no con los valores pasados.

Un sistema de ecuaciones que satisface tales características se denomina "sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas". En ellos la aplicación de MCO proporciona estimadores que, aunque insesgados, no son de mínima varianza. Tal incremento de la variabilidad del estimador tiene una doble implicación en los contrastes. Por una parte incrementa el error de tipo II, y por otra, se calcula erróneamente la varianza del estimador con lo que los resultados de los contrastes carecen de veracidad.

En estas condiciones el estimador insesgado de mínima varianza es el de Aitken o MCG, cuya expresión es la siguiente:

$$\hat{\Gamma}_{MCG} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}R$$

Donde:

$$R' = \begin{bmatrix} R_1 \\ \dots \\ R_T \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_T \end{bmatrix} \quad V = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Omega & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \Omega \end{bmatrix}$$

$$R_t = \begin{bmatrix} R_{1t} - r_{ft} \\ \dots \\ R_{Nt} - r_{ft} \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{1t} \\ \dots \\ 1 & \beta_{Nt} \end{bmatrix} \quad \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{1N} & \sigma_{2N} & \dots & \sigma_N^2 \end{bmatrix}$$

La estructura de la matriz V permite, bajo el supuesto de que el proceso que genera $\hat{\Gamma}=(\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1)$ es estacionario, calcular alternativamente el estimador MCG, a efectos de contrastar la veracidad del CAPM como:

$$\hat{\Gamma}_{MCG} = \sum_{t=1}^T \frac{\hat{\Gamma}_t}{T} \quad \hat{\Gamma}_t = (X_t' \Omega^{-1} X_t)^{-1} X_t' \Omega^{-1} R_t$$

Sin embargo, para que el método de estimación planteado sea operativo es necesario conocer la serie de betas, que como se sabe son parámetros inobservables. Ante ello la única solución posible sería sustituir dichos parámetros por valores estimados mediante una regresión de serie temporal como la planteada en el test de BJS. Haciendo esto el estimador será inconsistente y sesgado debido al error de medida cometido. Además, se debe deflactar la serie por la varianza del error de medida que, como se ha comentado anteriormente, entra a formar parte de la perturbación aleatoria.

De esta forma el estimador de Aitken tendría la siguiente expresión:

$$\hat{\Gamma}_{MCG} = (X^{*'} X^*)^{-1} X^{*'} R^*$$

Las términos con asterisco representan las matrices de datos en las que se han sustituido las betas por sus valores estimados y han sido deflactadas por el factor anteriormente mencionado. En nuestro caso dicho factor es conocido ya que se trata de la varianza de los estimadores de las betas en la primera etapa.

Los estimadores así obtenidos, a pesar de poseer menor varianza, siguen siendo inconsistentes. La principal aportación de LR (1979) se encuentra en la obtención de un estimador alternativo que es consistente y además coincide con el máximo verosímil. La expresión de dicho estimador, al que notaremos por $\hat{\Gamma}_{LR}$ es:

$$\hat{\Gamma}_{LR} = \sum_{t=1}^T \frac{\hat{\Gamma}_t}{T} \quad \hat{\Gamma}_t = \left| \begin{array}{c|c} X_t^{*'} X_t^* & \begin{matrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{matrix} \end{array} \right|^{-1} \frac{X_t^{*'} R_t^*}{N}$$

4.3. Datos.

La información utilizada en la investigación proviene de la base de datos bursátiles de FEDEA¹ (Fundación de Estudios de Economía Aplicada), y consta básicamente de tasas de rentabilidad mensuales (ajustadas por dividendos), de una serie de activos negociados en la Bolsa española, en el período comprendido entre Enero de 1.963 y Diciembre de 1.989. Es decir, el período muestral cubre un total de 27 años y se dispone de un máximo de 324 observaciones por activo.

La base de datos completa está formada por 152 activos, aunque el tamaño de la muestra finalmente utilizada ha dependido de la metodología concreta aplicada. Así, por ejemplo, en la de Litzenger-Ramaswamy, la muestra definitiva la componen las 53 acciones que han cotizado ininterrumpidamente durante el período muestral.

Como proxy o cartera sustituta de la rentabilidad agregada de la verdadera cartera de mercado se ha utilizado la media de las rentabilidades de los activos con datos disponibles en cada mes, ponderadas en base al valor.

En cuanto a la rentabilidad libre de riesgo se han utilizado dos tasas distintas, previamente mensualizadas: el tipo de interés bancario a corto plazo, entre Enero del 63 y Julio del 82; y desde esta última fecha, en que aparecen los Pagares del Tesoro, la tasa de rentabilidad de los emitidos a 3 meses.

¹ Estos datos fueron utilizados por Rubio (1988), y han sido actualizados hasta Diciembre de 1989.

5. RESULTADOS.

5.1. Resultados del test de Black-Jensen y Scholes.

En la aproximación de agrupamiento en carteras se han elaborado técnicas de formación basadas en distintas variables: coeficiente beta, capitalización bursátil, industria, etc, así como procedimientos distintos de prueba en cada una de ellas.

Las características de la información disponible nos orientaron a preseleccionar los test de Fama-MacBeth (1973) y de BJS (1972), que construyen carteras con los betas estimados. El primero mantiene la composición de las carteras en los denominados períodos de formación, de estimación y de prueba, lo que implícitamente supone la estabilidad de los coeficientes de riesgo sistemático. El horizonte marcado para la revisión de las carteras en la metodología de BJS (1972) es más corto, ajustándose mejor a situaciones de inestabilidad en los betas.

El Apéndice I, recoge los resultados del Test de Chow aplicado a los 53 valores con todas las observaciones en el intervalo de tiempo considerado. En 26 activos es rechazable la hipótesis de estacionariedad de los betas; en 20 a un nivel de confianza del 95% y en los 6 restantes a un nivel del 90%. Con esta evidencia, entre los dos test mencionados, se eligió el de BJS (1972) como más apropiado al contexto bursátil español.

La fase de formación de carteras se inició con la estimación de los β_i correspondientes a los 78 activos con 60 observaciones en el período de cinco años que va desde Enero de 1963 a Diciembre de 1967. Posteriormente, la agrupación en deciles, se realizó dividiendo el número total de activos por diez. Cuando el resultado era un número fraccionario, la parte entera del mismo se asignó a las ocho carteras intermedias, distribuyendo los restos entre la primera y la última, siguiendo un sistema similar al de Fama y MacBeth (1973). En las carteras todos los títulos tienen la misma ponderación.

A continuación, se calculó la rentabilidad de cada una de las diez carteras como la media aritmética de las rentabilidades que la componen en los doce meses siguientes al subperíodo considerado; es decir, de Enero a Diciembre de 1968.

El proceso anterior se repitió, adelantando un año el subperíodo de estimación y formación de carteras, entre Enero de 1964 y Diciembre de 1968, obteniendo de nuevo la rentabilidad de cada cartera para los meses del año 69. Y así sucesivamente, hasta el subperíodo Enero 84-Diciembre 88, del que se obtienen las rentabilidades correspondientes a 1989.

De esta forma, se consigue una serie de 264 rentabilidades mensuales para cada una de las diez carteras, correspondientes a los 22 años que median entre Enero de 1968 y Diciembre de 1989.

La estimación de α_p y β_p , se realizó en base a estos datos con la ecuación de serie temporal [4] en la que el subíndice i representa las carteras $i = 1, 2, \dots, 10$. La estimación se efectuó primero para el período muestral completo, $t = 1, 2, \dots, 264$. Debido a la no estacionariedad de los betas y a los cambios de composición de las carteras, se dividió el período completo en cinco subperíodos, uno de 52 meses, y los restantes de 53 cada uno.

a) El período completo.

Los resultados de la regresión de serie temporal para cada una de las carteras en el período completo (264 observaciones), se resumen en el Cuadro nº1. En el mismo, aparecen los valores estimados de la pendiente, β_p , del término constante, α_p , y colocada debajo entre paréntesis su correspondiente t . Simultáneamente, se exhiben los valores del coeficiente de determinación ajustado, R^2 , de la desviación estándar de los residuos, $S(e_p)$, así como del exceso de rentabilidad media mensual, δ_p .

El rango de variación de los factores beta, desde su valor mínimo de 0,762 hasta su valor máximo de 1,353 es sensiblemente menor al apreciado en investigaciones realizadas en otros mercados, lo que plantea una primera duda sobre la eficacia del procedimiento de agrupación seguido a la vez que podría oscurecer, como se ha mencionado anteriormente, el efecto del riesgo sobre la rentabilidad en la regresión transversal. A modo de ilustración, el rango de variación encontrado por BJS en el NYSE, que va de 0,4992 a 1,5614 dobla prácticamente al conseguido en la Bolsa Española.

A simple vista, por otra parte, se puede constatar que las carteras menos arriesgadas han proporcionado a los inversores los mayores excesos de rentabilidad media mensual, en abierta oposición a la relación positiva hipotetizada entre rentabilidad y riesgo. Otra señal contraria a los supuestos teóricos la ofrecen los cinco interceptos significativamente distintos

de cero.

La regresión de serie temporal realizada para las carteras revela también en que medida los grupos de activos formados en base a la clasificación de betas están, o no bien diversificados. Las desviaciones estándar que se recogen en la sexta fila del Cuadro n°1, son indicativas de la poca variación residual existente en las diez carteras. Consecuentemente, los inversores han podido obtener los beneficios de la diversificación con carteras formadas con pocos activos distintos (aproximadamente con 7 activos cada una), es decir, con carteras poco o moderadamente diversificadas.

CUADRO 1

RESUMEN DE ESTADÍSTICOS PARA LOS TESTS DE SERIE TEMPORAL PERÍODO COMPLETO (Enero 1968-Diciembre 1989)

	Número de la cartera									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
β	1,353	1,097	1,256	0,993	1,042	0,883	0,909	0,895	0,762	0,767
$t(\beta)$	27,11	24,95	26,11	24,22	25,55	25,02	21,46	20,09	17,68	17,81
α	0,003	0,000	0,003	0,002	0,002	0,005	0,007	0,007	0,006	0,012
$t(\alpha)$	1,12	0,17	1,12	0,72	0,99	2,48	2,78	2,54	2,59	4,68
R^2	0,736	0,703	0,721	0,690	0,713	0,704	0,636	0,605	0,542	0,546
$s(e)$	0,046	0,041	0,044	0,038	0,038	0,033	0,039	0,041	0,040	0,040
δ	0,013	0,009	0,013	0,009	0,011	0,012	0,014	0,013	0,012	0,017

α , $t(\alpha)$, β , $t(\beta)$ son estimadores de α y β , y sus valores de t .
 R^2 = Coeficiente de determinación ajustado.
 $s(e)$ = Medida de riesgo no sistemático.
 δ = Exceso de rentabilidad media.

La prueba directa del CAPM en el período completo se realiza mediante la regresión de corte transversal [3]. Los resultados numéricos aparecen en el Cuadro n°2 (junto con los de los subperíodos), y se ofrecen gráficamente en la Figura n° 1 (Los gráficos se recogen en el Apéndice II). Los puntos dibujados corresponden al exceso de rentabilidad mensual media y al riesgo relativo de cada cartera. La línea representa la estimación mínimo cuadrática de δ sobre β_p .

Se puede comprobar que el término constante γ_0 , es significativo a un nivel de confianza del 95 %, y la hipótesis de que la pendiente, γ_1 , coincida con la prima de rentabilidad media unitaria del mercado para todo el período, es rechazable.

En contra de lo previsto, los resultados de la regresión transversal no muestran aversión general al riesgo en el mercado; es decir, activos con mayor riesgo relativo no obtienen rentabilidades medias mayores, sino todo lo contrario. De hecho, el mercado ha penalizado a los inversores que han asumido mayores riesgos, lo que se refleja en la pendiente negativa de la línea de mercado empírica de la Figura nº1. Si a esto se añade la no significación del parámetro γ_1 , y el bajo valor que alcanza R^2 , la conclusión final que se extrae es que el CAPM-estándar resulta inadecuado en el período completo.

CUADRO 2

TEST DE BLACK-JENSEN-SCHOLES. RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE CORTE TRANSVERSAL. PERÍODO COMPLETO Y SUBPERÍODOS.

PERÍODO	$\hat{\gamma}_0$	$t(\hat{\gamma}_0)$	$\hat{\gamma}_1$	$t(\hat{\gamma}_1)$	$t[\hat{\gamma}_1 - (\overline{R_M} - \overline{r_f})]$	R^2
68.01-89.12	0,01581	3,62	-0,0035778	-0,83	-2,57*	0,079423
68.01-72.04	0,01410	1,45	0,0033505	0,39	-1,54**	0,018821
72.05-76.09	-0,00283	-0,38	0,0059879	0,73	0,82	0,062490
76.10-81.02	-0,00339	-2,44	-0,0095451	-5,41	-0,99	0,785709
81.03-85.07	0,01972	4,37	-0,0016485	-0,39	-2,47*	0,019148
85.08-89.12	0,02547	2,17	0,0076180	0,69	-1,21	0,057358

* Significativo al 0.01
** Significativo al 0.12

b) Los subperíodos.

El proceso anterior se repitió en los cinco intervalos en que se dividió el período completo. Los resultados de la regresión de serie temporal para cada uno de los subperíodos se recogen en el Cuadro nº 3.

En el mismo, se aprecia lo que aparentan ser comportamientos sistemáticos en los parámetros estimados α y β , en el coeficiente de determinación, R^2 y en el exceso de rentabilidad medio mensual de las carteras, δ . Sus valores descienden a medida que se agudizaba la crisis de la economía española, alcanzando un mínimo en el tercer subperíodo, coincidiendo con el punto álgido de la depresión, para aumentar después con la reactivación económica. A falta de un análisis más riguroso de tales pautas, se podría aventurar que la

sensibilidad de los activos al mercado disminuye cuando la economía va mal, aumentando el riesgo específico y resultando más difícil alcanzar los beneficios de la diversificación.

Por lo que se refiere a la regresión de corte transversal, se puede apreciar en el Cuadro n^o2, que los términos constantes son significativamente distintos de cero, salvo en los dos primeros subperíodos lo que contradice, como indicamos anteriormente, la versión estándar del CAPM en favor de la extensión de beta cero.

En cuanto a la pendiente únicamente es significativa, pero negativa, para la regresión realizada con los datos del tercer subperíodo. Los estadísticos t, para el contraste de la igualdad entre la pendiente y la prima de riesgo media, muestran que la hipótesis se acepta en todos los subperíodos excepto en el cuarto. En base al coeficiente de determinación, la linealidad de las relaciones sólo se ve apoyada en el tercer subperíodo.

Consecuentemente, la adecuación del CAPM estándar es mayor en el primero y segundo subperíodos en lo que se refiere al intercepto no así en cuanto a la pendiente. El CAPM de beta cero concuerda mejor con los resultados obtenidos en el cuarto y quinto subperíodo respecto a γ_0 . Finalmente, en el tercer subperíodo ambos parámetros son estadísticamente significativos, la linealidad se ve apoyada por el elevado valor del coeficiente de determinación, aunque el coeficiente de riesgo sistemático tiene signo negativo, no describiendo adecuadamente las relaciones rentabilidad-riesgo. La representación gráfica de las líneas empíricas se recogen en las Figuras n^o 2 a n^o 6 del segundo apéndice.

5.2. Resultados del test de Litzenberger y Ramaswamy.

El método de LR se aplicó a los 53 activos que cotizaron sin interrupción entre Enero de 1.963 y Diciembre de 1.989. Antes se realizó una comprobación de las hipótesis asumidas en el test acerca del comportamiento de las series temporales de rentabilidades; esto es, la existencia únicamente de correlación contemporánea. A modo de ilustración, en el Cuadro n^o4, se resumen los coeficientes de correlación contemporánea y con un período de retardo entre las primas de riesgo correspondientes a los activos del sector bancario (Banesto, BBV, Guipuzcoano, Central, Exterior, Hispano y Popular). Se puede observar que las correlaciones contemporáneas son elevadas, descendiendo significativamente el valor de las calculadas tomando un retardo de un período. Con ello, se evidencia que las primas del mercado bursátil español cumplen, en principio, los supuestos establecidos por LR.

CUADRO 3

TEST DE BLACK-JENSEN-SCHOLES. RESUMEN DE ESTADÍSTICOS OBTENIDOS EN LA REGRESIÓN DE SERIE TEMPORAL. SUBPERÍODOS.

A	B	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
β	1	1,358	1,137	1,172	1,272	1,078	0,947	1,499	0,988	0,901	0,857
	2	1,269	0,942	1,068	1,043	0,985	0,737	0,715	0,614	0,538	0,660
	3	1,378	0,936	0,837	0,695	0,740	0,696	0,645	0,483	0,562	0,467
	4	1,282	1,145	1,334	1,131	1,324	0,994	1,004	0,941	0,872	0,541
	5	1,397	1,163	1,418	0,952	1,042	0,909	0,881	1,038	0,807	0,909
$t(\beta)$	1	11,41	10,35	12,92	12,36	10,15	11,41	10,28	11,89	8,63	7,82
	2	14,74	11,62	13,17	14,07	11,97	11,39	15,05	10,78	6,97	6,71
	3	14,03	12,51	5,64	9,53	6,75	7,79	5,76	4,15	6,47	5,27
	4	9,07	8,6	12,54	8,08	11,88	10,49	9,23	8,37	6,79	6,08
	5	12,15	11,83	14,12	12,52	14,00	12,44	11,14	11,07	8,76	9,93
α	1	-0,006	-0,003	-0,002	-0,010	-0,004	0,005	0,005	-0,001	0,005	0,006
	2	0,013	-0,002	0,004	-0,001	0,004	0,000	-0,001	-0,003	0,005	0,012
	3	-0,005	-0,005	-0,006	-0,007	-0,006	-0,005	-0,002	-0,005	-0,004	-0,002
	4	0,008	0,008	0,002	0,012	0,006	0,011	0,006	0,013	0,009	0,014
	5	0,005	0,002	0,011	0,007	0,006	0,009	0,016	0,020	0,012	0,024
$t(\alpha)$	1	-1,31	-0,68	-0,45	-2,45	-1,01	1,56	0,82	-0,39	1,10	1,31
	2	2,96	-0,57	0,99	-0,32	0,96	0,05	-0,50	-1,18	1,24	2,34
	3	-1,03	-1,52	-0,81	-1,89	-1,14	-1,13	-0,43	-0,87	-1,00	-0,57
	4	1,18	1,13	0,30	1,77	1,13	2,35	1,01	2,35	1,33	3,04
	5	0,54	0,17	1,26	1,00	0,92	1,48	2,32	2,51	1,53	3,06
R^2	1	0,717	0,676	0,765	0,748	0,667	0,717	0,673	0,734	0,591	0,542
	2	0,806	0,721	0,768	0,791	0,733	0,712	0,813	0,689	0,478	0,459
	3	0,790	0,750	0,373	0,634	0,462	0,535	0,382	0,238	0,441	0,340
	4	0,610	0,588	0,750	0,553	0,730	0,677	0,619	0,571	0,465	0,409
	5	0,738	0,728	0,792	0,750	0,789	0,747	0,703	0,701	0,593	0,653
$s(e)$	1	0,031	0,029	0,024	0,027	0,028	0,022	0,037	0,022	0,027	0,028
	2	0,032	0,030	0,030	0,027	0,030	0,024	0,017	0,021	0,028	0,036
	3	0,033	0,025	0,050	0,025	0,037	0,030	0,038	0,039	0,029	0,030
	4	0,050	0,047	0,038	0,050	0,040	0,036	0,039	0,040	0,045	0,032
	5	0,070	0,060	0,061	0,046	0,045	0,044	0,048	0,057	0,056	0,056
δ	1	0,016	0,016	0,018	0,011	0,014	0,021	0,029	0,015	0,020	0,020
	2	0,012	-0,003	0,003	-0,002	0,003	0,000	-0,002	-0,004	0,004	0,011
	3	-0,016	-0,013	-0,012	-0,012	-0,012	-0,010	-0,007	-0,009	-0,009	-0,006
	4	0,019	0,017	0,013	0,022	0,018	0,020	0,014	0,021	0,016	0,018
	5	0,035	0,026	0,041	0,027	0,028	0,029	0,035	0,042	0,029	0,044

La notación es idéntica a la presentada en el Cuadro nº 1. La columna A presenta los estadísticos estimados y la B hace referencia a los subperíodos, de la siguiente forma:

- Subperíodo 1 = Enero de 1968-Abril de 1972.
- Subperíodo 2 = Mayo de 1972-Septiembre de 1976.
- Subperíodo 3 = Octubre de 1976-Febrero de 1981.
- Subperíodo 4 = Marzo de 1981-Julio de 1985.
- Subperíodo 5 = Agosto de 1985-Diciembre de 1989.

CUADRO 4

CORRELACIONES CONTEMPORÁNEAS Y RETARDADAS UN PERÍODO.
ACTIVOS BANCARIOS (Febrero 63-Diciembre 89).

	BAN	BBV	BGU	CEN	EXT	HIS	POP
BAN	1						
BBV	0,7283	1					
BGU	0,5667	0,6092	1				
CEN	0,6887	0,7043	0,5245	1			
EXT	0,5335	0,5959	0,5571	0,5323	1		
HIS	0,6429	0,6683	0,5863	0,6409	0,5693	1	
POP	0,7644	0,7736	0,6209	0,7225	0,5663	0,7066	1
BAN(-1)		0,0942	0,1776	0,0593	0,1202	0,1792	0,066
BBV(-1)	-0,0060		0,1761	0,0407	0,1544	0,1195	0,669
BGU(-1)	0,0058	0,1169		0,0309	0,2050	0,1483	0,070
CEN(-1)	0,0886	0,1450	0,1285		0,1303	0,1040	0,709
EXT(-1)	-0,4300	0,0184	0,0499	-0,0467		0,2200	0,0466
HIS(-1)	0,0204	0,1109	0,0798	0,0869	0,1580		0,0352
POP(-1)	0,0138	0,1805	0,1729	0,0939	0,1492	0,1551	

El primer paso del test consiste en efectuar una regresión del exceso de rentabilidad en un título sobre el exceso de rentabilidad del mercado para los 60 meses previos a τ ,

$$R_{i\tau} - r_{f\tau} = \alpha_{i\tau} + \beta_{i\tau}(R_{M\tau} - r_{f\tau}) + u_{i\tau}, \quad \tau = t-60, t-59, \dots, t-1$$

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

En el segundo paso se realiza en cada mes la siguiente regresión de corte transversal:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it} + \epsilon_{it}, \quad \begin{matrix} i=1,2,\dots,53 \\ t=1,2,\dots,265 \end{matrix}$$

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

Aquí se obtienen tres secuencias de estimaciones: MCO, MCG y máximo verosímiles, MV. Finalmente, a partir de los argumentos expuestos en la sección 4, los contrastes de hipótesis se realizarían mediante los siguientes estadísticos:

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

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

Los resultados de las tres secuencias de estimaciones, para el período completo y cinco subperíodos iguales a los definidos en el test de BJS, se resumen en el Cuadro n°5:

CUADRO 5

RESULTADOS DEL TEST DE LITZENBERGER-RAMASWAMY

Período	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 0.2

** Significativo al 0.1

Para 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%, o equivalentemente a un nivel de confianza del 80%. Los estadísticos t del estimador MCO carecen de sentido al ser errónea la varianza calculada, como se comentó en el apartado 4.2.

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%. Al 90% únicamente es significativo para el último de los períodos. Es de destacar que el resultado alcanzado para la pendiente en el subperíodo tercero con la estimación MV, se contrapone al de signo negativo obtenido en el test de BJS (1972). Puesto que la metodología LR ofrece estimaciones eficientes, en las que se ha corregido totalmente la heterocedasticidad, se debería optar por estos últimos resultados.

Como resultado se acepta, a un nivel de confianza del 80%, que las rentabilidades esperadas de los activos bursátiles en el período completo se hayan producido de la forma prevista en el CAPM. Sin embargo, los resultados empíricos de los subperíodos se alejan sensiblemente de las predicciones del modelo.

6.- CONCLUSIONES.

El modelo de valoración de activos de capital, CAPM, adopta la perspectiva del inversor en posesión de carteras bien diversificadas, y asumiendo que el valor esperado y la varianza bastan para describir la distribución de rentabilidad, propone que sólo el coeficiente beta de riesgo no diversificable determina la rentabilidad y el precio de los activos. De forma más precisa, postula la existencia de una relación lineal y positiva entre la rentabilidad esperada y el coeficiente de sensibilidad de la rentabilidad del activo respecto a la rentabilidad de la cartera de mercado.

Los resultados empíricos obtenidos con las dos metodologías aplicadas, evidencian que las rentabilidades de los activos en el mercado de capitales español se han desviado de las previstas en el modelo de valoración de activos de capital, tanto en el período comprendido entre Enero de 1.968 y Diciembre de 1.989, como en los cinco subperíodos considerados. El rechazo es total en el test de BJS. Sin embargo, el grado de aceptación en el período completo es mayor, aunque insuficiente, en el test de LR.

En consecuencia, se puede afirmar que el modelo de valoración CAPM, basado en la aproximación media-varianza de selección de carteras, no proporciona una descripción válida del proceso de formación de rendimientos y precios en el mercado bursátil español en el período de tiempo considerado.

APÉNDICE I: TEST DE ESTABILIDAD DE CHOW.

El contraste se ha efectuado con respecto a la partición efectuada en las estimaciones del CAPM.

	F	Prob. +
Aguas Barcelona	2,10681	0,0356 *
Aguila	3,33762	0,0012 *
Altos Hornos de Vizcaya	0,78328	0,6178
Asland	0,85399	0,47
Aurora	2,10546	0,0358 *
General Azucarera	0,85004	0,5595
Banesto	4,3581	0,0001 *
Banco Bilbao-Vizcaya	6,12768	0
Guipuzcoano	1,59954	0,1252
Auxiliar FFCC	2,94033	0,0037 *
Carburos	1,69347	0,1003
Catalana Gas	4,18703	0,0001 *
Central	3,47332	0,0008 *
Cepsa	0,84481	0,564
Cerrajera	1,09083	0,3699
Cros, Ercros	2,6622	0,0080 *
Dragados	1,43536	0,1820
Ebro	0,81601	0,5890
Encinar	1,13605	0,3394
Energías Aragonesas	1,41756	0,1893
Española Zinc	1,18271	0,3098
Exterior	1,4433	0,1788
Fasa Renault	3,09157	0,0024 *
Felguera	3,65256	0,0005 *
Filipinas	1,73439	0,0908 **
Finanzauto	3,41148	0,001 *
Fomento y Obras	2,6207	0,009 *
Hidroila Cantábrico	0,94378	0,4803
Hidroila Cataluña	0,9953	0,4401
Hidroila Española	1,16685	0,3196
Hispano	1,89823	0,0607 **
Iberduero	1,85416	0,0677 **
Industrias Agrícolas	2,12054	0,0344 *
Lemona	0,98514	0,448
Macosa	0,78928	0,6125
Nansa	1,675	0,1048
Papelera	1,21401	0,2910
Ponferrada	0,58281	0,7917
Popular	2,21432	0,0269 *
Reunidas	0,86161	0,5495
Sansón	4,64679	0
Santana	2,11525	0,0349 *
La Seda	2,48899	0,0129 *
Sefanitro	1,7441	0,0887 **
Sevillana	1,36677	0,2115
Sniace	1,39124	0,2005
Tabacalera	1,0343	0,4106
Telefónica	2,23249	0,0256 *
Unión Eléctrica Fenosa	1,5654	0,1355
Urbis	1,97121	0,0505 **
Valderribas	1,8382	0,0705 **
Vallehermoso	3,80744	0,0003 *
Vacesa	0,57444	0,7985

NOTAS:

* La hipótesis de estacionariedad es rechazada para un nivel de confianza del 95%.

** La hipótesis de estacionariedad es rechazada para un nivel de confianza del 90%.

+ Es la área que queda a la derecha del valor F en la distribución de una $F_{4k, T-5k}$, siendo k el número de parámetros del modelo estimado y T el tamaño de la muestra.

APÉNDICE II: GRÁFICOS.

FIGURA 1

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. PERÍODO COMPLETO ENERO 1968-DICIEMBRE 1989.

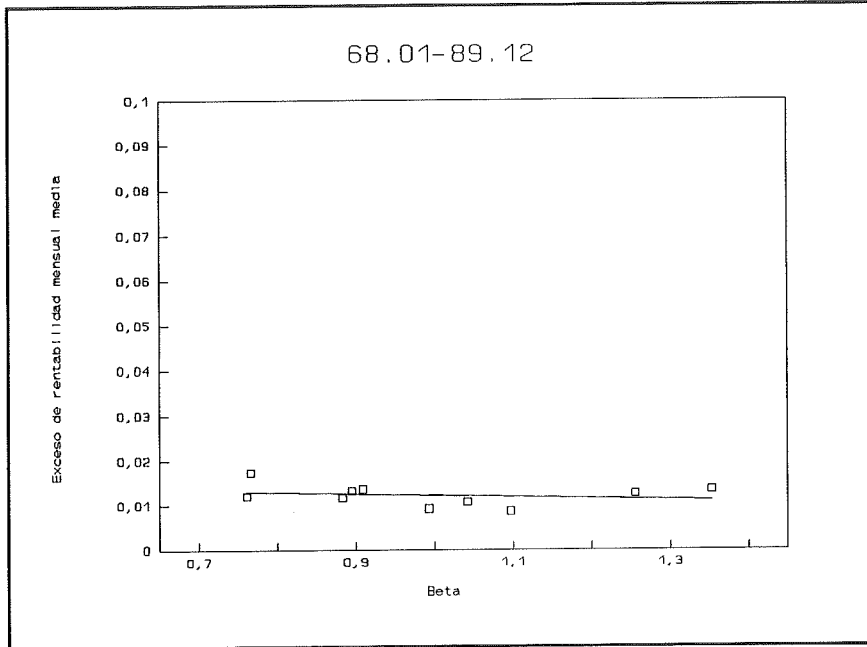


FIGURA 2

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. SUBPERÍODO ENERO 1968-ABRIL 1972.

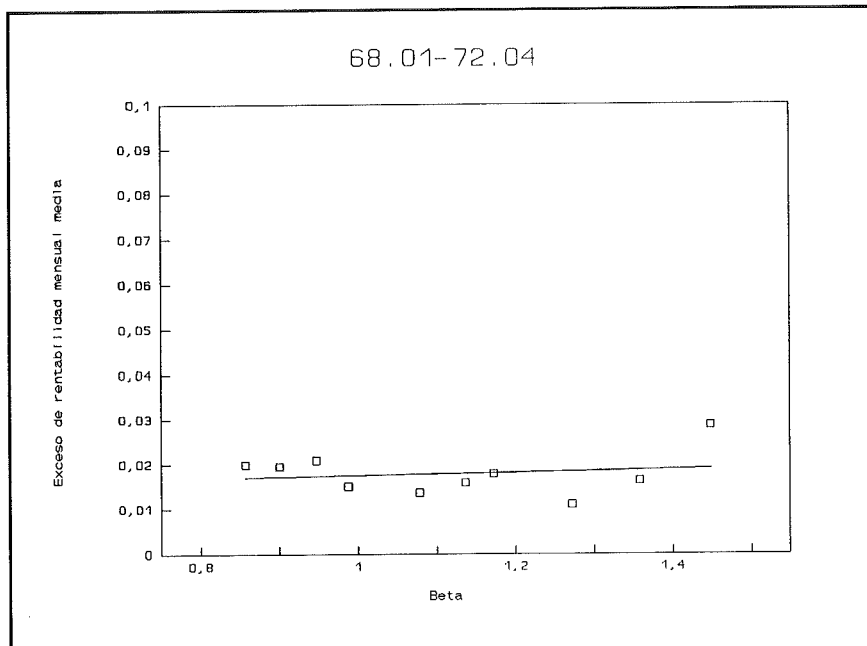


FIGURA 3

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. SUBPERÍODO MAYO 1972-SEPTIEMBRE 1976.

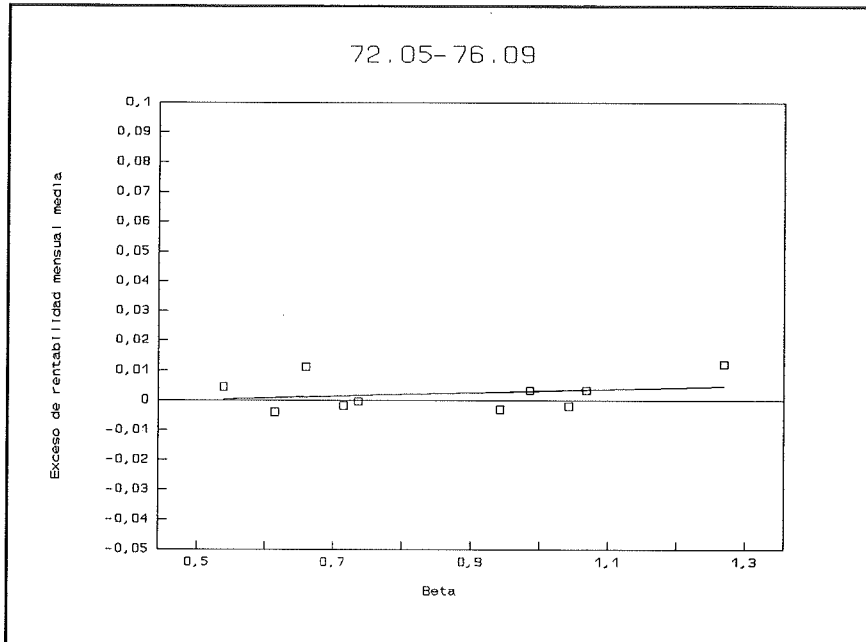


FIGURA 4

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. SUBPERÍODO OCTUBRE 1976-FEBRERO 1981.

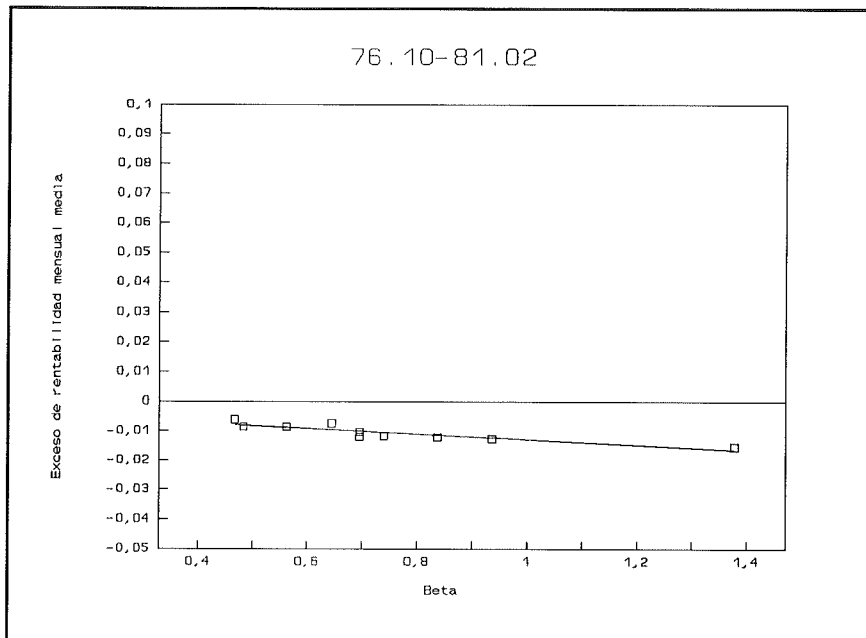


FIGURA 5

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. SUBPERÍODO MARZO 1981-JULIO 1985.

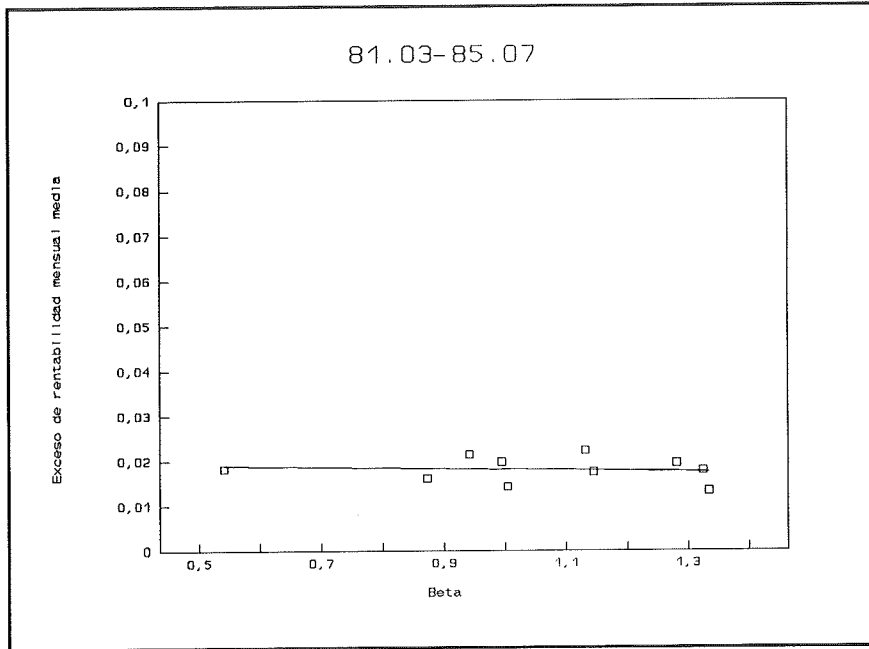
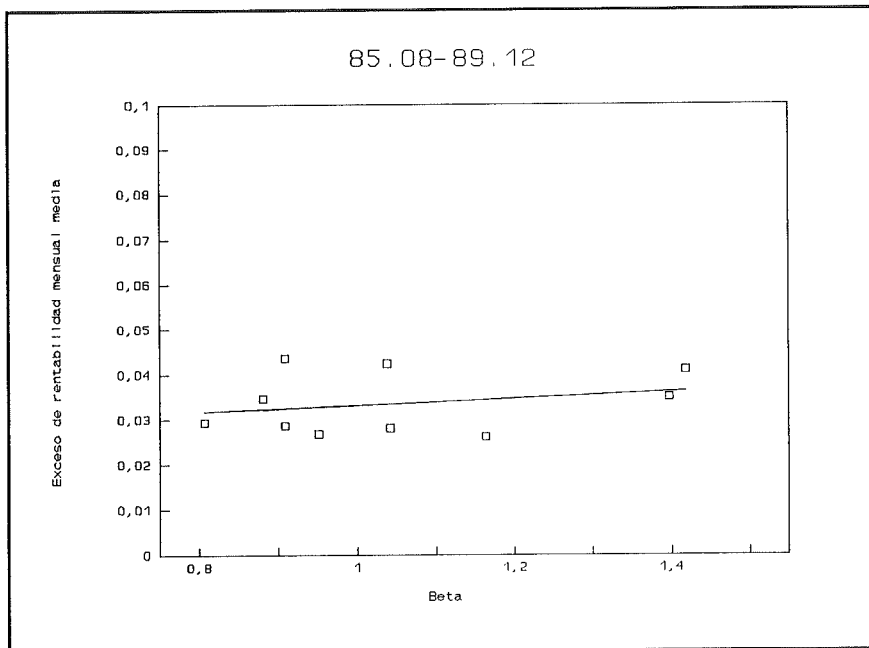


FIGURA 6

EXCESO DE RENTABILIDAD MEDIA VERSUS BETA DE LA CARTERA. SUBPERÍODO AGOSTO 1985-DICIEMBRE 1989.



EN BLANCO

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BASARRASATE, B. (1988): " El efecto tamaño y la imposición sobre dividendos y ganancias de capital", *Investigaciones Económicas*, XII (2): 225-242.
- BERGÉS, A. (1984): *El mercado de capitales español en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- BLACK, F. (1972): "Capital Market Equilibrium whit Restricted Borrowing", *Journal of Business*, 45, 3, Julio: 444-455.
- BLACK, F., JENSEN, M., y SCHOLE, M. (1972): "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", en Michael C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers, New York.
- BLACK, F. y SCHOLE, M. (1974): "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", *Journal of Financial Economics*, 1, 1, Mayo: 1-22.
- BLUME, M. y FRIEND, I. (1973): "A New Look at the Capital Asset Pricing Model", *Journal of Finance*, 28, 1, Marzo: 19-33.
- CHEN, N., ROLL R. y ROSS, A. (1986): "Economic forces and the stock market", *Journal of Bussines*, 59 (3): 380-403.
- FAMA, E. y MACBETH, J. (1973): "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81, 3, Mayo: 607-636.
- HUANG, C. y LITZEMBERGER, R. (1988): *Foundations for Financial Economics*, Elsevier Science Publishing Co., Inc., North-Holland.
- KRAUS, A. y LITZEMBERGER, R. (1976): "Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets", *Journal of Finance*, 31, 4, Septiembre: 1085-1100.

- LINTNER, J. (1965): "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, 1, Febrero: 13-37.
- LITZENBERGER, R. y RAMASWAMY, K. (1979): "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Assets Prices: Theory and Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, 7, 2, Junio: 163-195.
- MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, 7, 1, Marzo: 77-91.
- MOSSIN, J. (1966): "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, 34, 4, Octubre: 768-783.
- OSTERMATK, R. (1991): "Empirical evidence on the Capital Asset Pricing Model (CAPM) in two Scandinavian Stock Exchanges", *Omega*, 19 (4): 223-234.
- PALACIOS, J. (1973): *The stock market in Spain: Tests of efficiency and Capital Market Theory*, Tesis Doctoral no publicada, Stanford University.
- ROSENBERG, B. y MARATHE, V. (1979): "Tests of Capital Asset Pricing Hypothesis", *Research in Finance*, 1: 115-223.
- RUBIO, G. (1988a): "Further international evidence on asset pricing: The case of the Spanish Capital Market", *Journal of Banking and Finance*, 12: 221-242.
- RUBIO, G. (1988b): "Formación de precios en el mercado bursátil: Teoría y evidencia empírica", *Documentos de Trabajo Fundación FIES*, 32.
- SHARPE, W. (1964): "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19, 3, Septiembre: 425-442.
- TOBIN, J. (1958): "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", *Review of Economic Studies*, 26, 1, Febrero: 65-86.
- TREYNOR, J. (1961): "Toward a Theory of Market Value of Risky Assets", Trabajo no publicado.

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 Economico"
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 Proporcionales 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.