MODELOS DE VALORACION DE ACCIONES EN LA BOLSA DE BILBAO

por Fernando Gómez-Bezares
Publicado en *Cuadernos de gestión,* Marzo, 1.989, págs. 103-128

INTRODUCCION

En las líneas que siguen vamos a hacer una aplicación, no demasiado sofisticada, de los dos modelos más conocidos de valoración de acciones, el C.A.P.M. y el A.P.T., sobre los valores de cotización más frecuente en el parqué bilbaíno. Nos centraremos primeramente en el CAPM, llegando al cálculo de las betas para el periodo considerado (1980-87) y a la contrastación de su validez. Haremos después una aplicación de análisis factorial para el mismo período y valores, viendo las semejanzas y diferencias que este modelo (APT) mantiene con el anterior.

Partimos de los datos de los 24 valores más importantes que se cotizan en la bolsa de Bilbao, según su frecuencia de contratación en los años iniciales del periodo considerado; nuestro deseo hubiera sido tomar una muestra más amplia, pero en los siguientes valores la frecuencia de contratación bajaba demasiado. Normalmente hemos utilizado los valores de cotización de la citada bolsa, tomando datos de la de Madrid cuando no había habido cotización en Bilbao. Lógicamente el mercado madrileño, a causa de su mayor tamaño, resulta más fiable, pero las operaciones de arbitraje hacen que las diferencias sean pequeñas. Por otro lado, al ser algunos valores "típicamente bilbaínos", los datos de la bolsa de Bilbao pueden tener una mayor fiabilidad en algunos casos.

Antes de terminar con esta introducción, quiero resaltar que este trabajo ha supuesto el ir acumulando datos año tras año (y confiamos seguir haciéndolo en el futuro), para lo que ha sido necesaria la colaboración de grupos de alumnos de distintas promociones de la Universidad Comercial de Deusto. También ha sido imprescindible la colaboración del Centro de Cálculo de nuestra facultad, habiéndose concluido con la financiación de la Fundación Gangoiti.

DATOS A UTILIZAR EN LA INVESTIGACION

Nos hemos fijado en los siguientes valores:

BANCO DE BILBAO	BANCO CENTRAL
BANESTO	BANCO GUIPUZCONO
BANCO HISPANOAMERICANO	BANCO POPULAR
BANCO SANTANDER	BANCO DE VIZCAYA
SEGUROS AURORA	SEGUROS BILBAO
CARTINBAO	FINSA
HIDROLA	ALTOS HORNOS
UNION CERRAJERA	TUBACEX
TELEFONICA	EXPLOSIVOS RIOTINTO
PAPELERA ESPAÑOLA	EMPETROL
CEMENTOS LEMONA	VACESA
IBERDUERO	SEVILLANA

El primer paso era calcular las rentabilidades semanales (optamos por ese periodo básico de análisis) de cada uno de estos valores en el periodo considerado (1980 - 1987). Para ello hemos utilizado:

A) Las cotizaciones al final de la sesión del viernes, en enteros, que nos sirven simultáneamente como valor final de una semana y comienzo de la siguiente. Dichas cotizaciones se han tomado ex-derecho y ex-dividendo, cuando se daban estas circunstancias.

B) Los dividendos brutos tomados, en pesetas, el primer día que pueden cobrarse. El hecho de tomarlos brutos (sin restar las retenciones por impuestos) se debe a que no consideramos el impuesto sobre la renta (las retenciones son a cuenta de dicho impuesto), suponiendo que todos los agentes pagarán después el impuesto sobre la renta. Al tomarlos el primer día que pueden cobrarse, e introducirlos inmediatamente en la rentabilidad, se justifica el que la cotización sea ex-dividendo.

Cuando aparecen en una sociedad distintas clases de acciones, y por lo tanto con distintos derechos respecto al dividendo, el criterio seguido ha sido el de tomar el más alto de la serie, por ser el que se descuenta en Bolsa.

C) Los derechos tomados, en pesetas, al valor del primer día de cotización; esto justifica, de forma similar a lo visto antes, la utilización de la cotización ex-derecho.

La filosofía de todo lo anterior consiste en dar la entrada de fondos en la caja del accionista en la semana en que esto se produce, y en valores brutos, tal como aparecen en la base del impuesto sobre la renta. Es evidente que al tomar los citados valores del dividendo, cometemos el error de no considerar la deducción por dividendos que contempla nuestro impuesto sobre la renta[1]; pero la consideración de esta particularidad nos llevaría, por la misma razón, a considerar otras, como la posibilidad de desgravación por inversiones, el particular tratamiento de las plusvalías, el de los derechos, etc., lo que daría lugar a una casuística fiscal muy complicada y con notables diferencias individuales. Evidentemente, este planteamiento puede ser discutido, pero creemos que la consideración de las entradas y salidas, prescindiendo del impuesto sobre la renta, puede ser una aproximación suficiente.

Dada la forma de medir las rentabilidades, resulta indiferente que el dividendo se cobre al comienzo de la semana que al final, con tal de que sea dentro de la misma semana. Esto aconseja tomar un periodo básico de análisis (la semana en nuestro caso) suficientemente breve como para disculpar tal error. Hemos tomado datos semanales por ser el periodo más corto dentro de los utilizables. Los datos diarios podrían causar distorsiones debido a los fines de semana, puentes, etc., sin contar con la dificultad de reunir y manejar ese tipo de información, para un periodo de ocho años. La utilización de periodos más largos, como el mes, haría el análisis menos preciso. De todas formas la utilización de uno u otro periodo básico de análisis es bastante discutible, pues ha de considerarse también cuál es el espacio temporal "normal" que usan los accionistas en cada mercado para su actuación, lo que nos llevaría a la semana o incluso al mes (este periodo es también frecuentemente utilizado, véase Bergés, 1984, y Gómez-Bezares y otros, 1988). Respecto al periodo total considerado (1980-1987), partimos de la creación del banco de datos, en 1980, hasta el último año terminado (1987).

CALCULO DE LAS RENTABILIDADES SEMANALES

La rentabilidad semanal (semana t) de un valor (sea el i) se obtiene con la siguiente fórmula:

$$R_{it} = (C_{it} + d_{it} + D_{it} - C_{i,t-1})/C_{i,t-1}$$

Siendo:

C_{it} Cotización final de la semana, en pesetas.

$C_{i,t-1}$ Cotización inicial de la semana (final de la anterior), en pesetas.

d_{it} Derechos vendidos en la semana, en pesetas.

D_{it} Dividendos cobrados en dicha semana, en pesetas.

---

[1] Nota de los editores: Deducción por dividendos que años después desapareció al cambiar el tratamiento de los dividendos en el impuesto sobre la renta.

Para pasar las cotizaciones a pesetas, hemos multiplicado dicha cotización por el nominal[2]. Todas esas rentabilidades han sido calculadas mediante un programa de ordenador, que tiene incluidos los diversos cambios de nominal que se han producido durante el periodo estudiado en algunas sociedades. Así:

BANCO DE SANTANDER:	NOMINAL	PERIODO (Semana)
	250	1-36
	300	37-81
	330	82-141
	400	142-284
	440	285-329
	470	330-383
	500	384-419

BANCO DE VIZCAYA:	NOMINAL	PERIODO (Semana)
	500	1-397
	750	398-419

BANESTO: Cambió dos acciones de 250 pesetas nominales por una de 500 pesetas, lo cual no afecta para hallar la rentabilidad en el programa.

Por lo tanto, de los datos iniciales una vez transformados, obtenemos 418 rentabilidades de los 24 valores.

CALCULO DE LA RENTABILIDAD DE MERCADO

Hemos calculado también la rentabilidad semanal del mercado. Para ello, hemos sumado la rentabilidad de cada título ponderada por el peso específico de ese título sobre el total de los 24 valores. Dicho peso específico se ha obtenido en función del valor de capitalización bursátil (VCB) de la sociedad al 1 de Enero de cada año. Su cálculo es fácil:

$$VCB = \text{número de acciones x nominal x cotización}$$

Así el peso específico de cada título (i) se obtiene del siguiente cociente:

$$VCB_i \,/ \sum VCB$$

[2] Nota de los editores: En esta época la cotización se medía en tanto por ciento del nominal, era la cotización en enteros.

Este cálculo se ha hecho para cada año, porque consideramos que así se recoge mejor el peso de cada valor dentro del total a lo largo del tiempo. Esta forma de calcular, o mejor de aproximar, la rentabilidad del mercado es lógicamente discutible, pero con los datos que se poseen puede ser un buen sistema.

EL MODELO DE MERCADO

Sharpe (1963) propone el que se ha denominado modelo diagonal, de índice simple o de mercado. Este supone que las relaciones entre las rentabilidades de los diferentes títulos se deben únicamente a la relación que todos tienen con un índice de mercado. Esto lo propone Sharpe para simplificar el modelo de cartera de Markowitz (1952 y 1959), facilitando así el cálculo de $\sum$ (matriz de varianzas y covarianzas entre las rentabilidades de los diferentes títulos que operan en el mercado). Sin embargo, para nuestros propósitos, que se centran en el CAPM, no es necesario esto, sino simplemente que exista una relación lineal entre la rentabilidad del mercado y la del título; es decir, que la rentabilidad de un valor es función de la rentabilidad de mercado según el siguiente modelo:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

donde ε_{it} es un término de error tal que para cada valor R_{mt}, supuestas infinitas muestras:

$E(\varepsilon_{it}) = 0$
$VAR(\varepsilon_{it}) = \sigma^2(\varepsilon_i)$ para todo t (homoscedasticidad)
$COV(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it'}) = 0$ para todo t, t' (no autocorrelación)
$COV(\varepsilon_{it}R_{mt}) = 0$ para todo t

De aquí podemos obtener:

$$\sigma^2(R_i) = \beta_i^2\sigma^2(R_m) + \sigma^2(\varepsilon_i);\text{ es decir:}$$

RIESGO TOTAL = RIESGO SISTEMATICO + RIESGO DIVERSIFICABLE

Aplicando este modelo a nuestros datos, hemos realizado 24 regresiones lineales entre la rentabilidad de cada título y la del mercado.

PERIODO TOTAL Y SUBPERIODOS

Hemos seleccionado para nuestro estudio dos subperiodos que son: 1.980-1.985 y 1.986-1.987; también hemos realizado el análisis del periodo total: 1.980-1.987. La razón de hacer esta división es nuestra creencia de que durante 1986 se da un cambio estructural importante en nuestra economía, con dos circunstancias que afectan de forma especial a la bolsa:

1.- La entrada de España en la C.E.E.

2.- La entrada masiva de la inversión extranjera en España, que se incrementa mucho alrededor de este año.

Además, hemos realizado un gráfico con las rentabilidades de mercado a lo largo del tiempo, donde se aprecia claramente un incremento de la variabilidad a partir del año 86. La variabilidad de la rentabilidad de mercado (medida como σ) es:

Período 80-85:	0,021	
Período 86-87:	0,047	Se duplica respecto al anterior.
Período 80-87:	0,030	

En el gráfico anteriormente citado, se observa una subida de las rentabilidades entre Febrero y Marzo del 86 y un fuerte descenso en Octubre del 87 como consecuencia del "crash" de la bolsa. Ya incluso durante el año 85 se empieza a ver un cambio en los indicadores de la economía, siendo este año, un período transitorio.

RESULTADOS DEL MODELO DE MERCADO

En primer lugar, vamos a testar el Modelo de Mercado, que tiene unas condiciones menos restrictivas que el CAPM propiamente dicho.

Una vez realizadas las 24 regresiones anteriormente citadas entre la Rentabilidad semanal de cada valor y la del mercado para cada uno de los períodos de nuestro estudio obtenemos las siguientes conclusiones:

$$R_i = a + bxR_m + e_{it}$$

Periodo 80-87

Se comprueba que todas las β estimadas son positivas, y con una probabilidad de error del 5% rechazamos la Hipótesis nula de β=0 en todos los valores (lo mismo sucede con el 1%).

Período 80-85

La situación es la misma que en el período anterior salvo que se acepta la hipótesis de β=0 en Seguros Bilbao tanto con un α del 5 como del 10%.

Período 86-87

Todas las β estimadas son positivas. Con una probabilidad del 5% se rechaza la hipótesis de β=0 para todas ellas. Con una probabilidad del 1% se acepta para Seguros Aurora y Finsa.

Hay que hacer notar que las correlaciones entre los valores y la rentabilidad del mercado están relacionadas con el peso de los valores, y que variables con poco peso tienen baja correlación e incluso se llega a admitir en ciertos casos que $\beta=0$. Esto se debe, en parte, a la forma de calcular la rentabilidad del mercado (he aquí una limitación de nuestra forma de análisis), y también a la especificidad de esos valores.

De todo lo anterior parece deducirse la existencia de una relación entre la Rentabilidad de Mercado y la del título y por lo tanto la existencia de un riesgo sistemático. La correlación entre los títulos y el mercado es positiva para todos ellos, no existiendo por lo tanto ningún título que realice la función de cobertura para diversificar riesgos en el mercado.

ANALISIS DE LA ESTABILIDAD DEL MODELO DE MERCADO

Este estudio lo realizamos para comprobar si ha habido alguna transformación en la economía, o en sectores específicos de la misma, que haga que el modelo de mercado, y sobre todo el riesgo sistemático de los distintos valores pueda variar.

Para efectuar este análisis, aplicamos el test de Chow, test que se apoya en el siguiente estadístico:

$$\text{F Chow} = \frac{[\text{SCR } 80\text{-}87 - (\text{SCR } 80\text{-}85 + \text{SCR } 86\text{-}87)] / 2}{[\text{SCR } 80\text{-}85 + \text{SCR } 86\text{-}87] / (T-4)}$$

Siendo T=418

Donde SCR indica la suma de los cuadrados de los residuos en los respectivos períodos. De los resultados se obtiene que los coeficientes no se mantienen estables en los siguientes títulos:

Con un 5% de Probabilidad	Con un 1% de Probabilidad
BANCO CENTRAL	BANCO CENTRAL
BANESTO	BANCO HISPANO
BANCO GUIPUZCOANO	SEGUROS BILBAO
BANCO HISPANO	
BANCO DE SANTANDER	
SEGUROS BILBAO	
IBERDUERO	

EL C.A.P.M.

El modelo de Valoración de Activos de Capital, más conocido por sus siglas inglesas CAPM (Capital Asset Pricing Model), fue desarrollado a lo largo de los 60 por diferentes autores como

Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966), etc., pudiendo encontrarse un buen resumen del mismo en la obra de Copeland y Weston (1988, cap. 7), y a un nivel más sencillo en Gómez-Bezares (1988, ap. 6-c). Su desarrollo teórico es relativamente sencillo:

Supongamos una cartera formada por n títulos de rentabilidades r_i y en proporciones w_i tal como aparecen en los siguientes vectores:

$$R' = (r_1 , r_2 , \dots , r_n) \quad (1)$$
$$W' = (w_1 , w_2 , \dots , w_n) \quad (2)$$

La rentabilidad P de la cartera será P=R'.W y su rentabilidad media E(P)=E(R').W; su varianza será VAR(P)=W'.∑.W, donde ∑ es la matriz de varianzas y covarianzas de las rentabilidades r_i de los n títulos. El vector de las covarianzas de las rentabilidades de los títulos (expresadas en el vector R), y la cartera, con rentabilidad P, será:

$$\begin{aligned} COV(R,P) &= E\{[R-E(R)].[P-E(P)]\} = E(R.P) - E(R).E(P) = \\ &= E(R.R'.W) - E(R).E(R').W = [E(R.R') - E(R).E(R')].W = \sum.W \quad (3) \end{aligned}$$

Hemos de maximizar la esperanza matemática de rentabilidad de nuestra cartera para cada valor de la varianza, sujeto a que tenemos un presupuesto (sumatorio de w_i será la unidad). Llamemos V^* a un valor determinado de la varianza y U al vector de unos, tendremos la siguiente programación cuadrática:

$$\text{MAX: } E(R').W \quad (4)$$
$$\text{Sujeto a: } VAR(P) = W'.\sum.W = V^* \quad (5)$$
$$W'.U = 1 \quad (6)$$

Planteando el máximo condicionado por Lagrange:

$$L = E(R').W - \mu_1(W'.\sum.W - V^*) - \mu_2(W'.U - 1) \quad (7)$$
$$\partial L/\partial W = E(R) - 2.\mu_1.\sum.W - \mu_2.U = 0 \quad (8)$$
$$\partial L/\partial \mu_1 = W'.\sum.W - V^* = 0;\ W'.\sum.W = V^* \quad (9)$$
$$\partial L/\partial \mu_2 = W'.U - 1 = 0;\ W'.U = 1 \quad (10)$$

Multiplicando por W' la primera derivada (8), y teniendo en cuenta la igualdad de la tercera (10),

$$E(P) - 2.\mu_1.VAR(P) - \mu_2 = 0;\ E(P) - 2.\mu_1.VAR(P) = \mu_2 \quad (11)$$

y substituyendo luego en la misma ecuación (8),

$$E(R) - 2.\mu_1.\sum.W - [E(P) - 2.\mu_1.VAR(P)].U = 0 \quad (12)$$
$$E(R) = E(P).U - 2.\mu_1.[VAR(P).U - COV(R,P)] \quad (13)$$

Si existiera un título sin riesgo, tendríamos:

$$E(r_0) = E(P) - 2.\mu_1.VAR(P) \qquad (14)$$

Llamemos π=2.μ_1; tendremos una forma de medir el precio del riesgo:

$$\pi = [E(P)-E(r_0)]/VAR(P) \qquad (15)$$

Así, con (13), (14) y (15), llegamos a la conocida fórmula del CAPM:

$$E(R) = E(r_0).U + \pi.COV(R,P) = E(r_0).U + [E(P)-E(r_0)].\beta \qquad (16)$$

Ya que β es igual a COV(R,P)/VAR(P). Por otro lado con las ecuaciones (8) y (10), dividiendo la primera por μ_1, y llamando λ_1 a $1/\mu_1$ y λ_2 a $-\mu_2/\mu_1$, podemos poner:

$$\lambda_1.E(R) = 2.\sum.W - \lambda_2.U \qquad (17)$$
$$1 = U'.W \qquad (18)$$

A este mismo resultado llegamos si en vez de maximizar la rentabilidad esperada, minimizamos la varianza, en efecto:

$$\text{MIN: } W'.\sum.W \qquad (19)$$
$$\text{Sujeto a: } E(P)=E(R').W = E^* \qquad (20)$$
$$W'.U = 1 \qquad (21)$$

$$L = W'.\sum.W - \lambda_1.[E(R').W - E^*] - \lambda_2.[W'.U - 1] \qquad (22)$$
$$\partial L/\partial W = 2.\sum.W - \lambda_1.E(R) - \lambda_2.U = 0 \qquad (23)$$
$$\partial L/\partial \lambda_1 = E(R').W - E^* = 0 \qquad (24)$$
$$\partial L/\partial \lambda_2 = W'.U - 1 = 0 \qquad (25)$$

De donde se deducen las ecuaciones (17) y (18). Si ponemos dichas ecuaciones en forma matricial, tenemos:

$$\begin{bmatrix} E(R) \\ 0 \end{bmatrix} \lambda_1 + \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2\,\Sigma & -U \\ U' & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} W \\ \lambda_2 \end{bmatrix}$$

El sistema de las ecuaciones (19 a 21), es equivalente al siguiente:

$$\text{MIN: } W'.\sum.W - \lambda_1.E(R').W \qquad (26)$$
$$\text{Sujeto a: } W'.U = 1 \qquad (27)$$

Donde λ_1 representa las diferentes pendientes de las rectas de un mapa donde estén las varianzas y las esperanzas matemáticas de las carteras. Al cumplirse la condición W'.U=1, nos vamos al mapa de oportunidades posibles de la figura 1, y al minimizar vamos "barriendo" la frontera eficiente; cada punto de dicha frontera corresponde a un valor de λ_1. Si existe un título sin riesgo, la frontera eficiente resultante llegaría a tocar el eje de ordenadas.

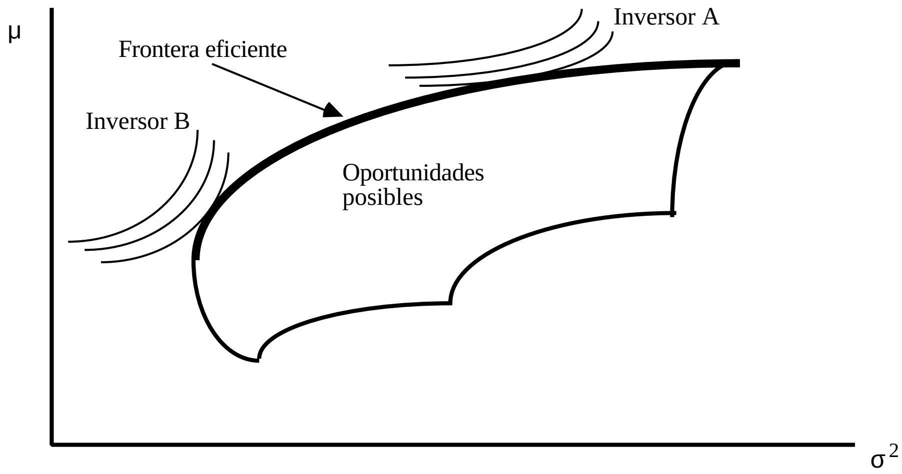

Figura 1

Si cambiamos ahora el eje de abscisas, poniendo desviaciones típicas en vez de varianzas, el mapa correspondiente quedará menos alargado (figura 2).

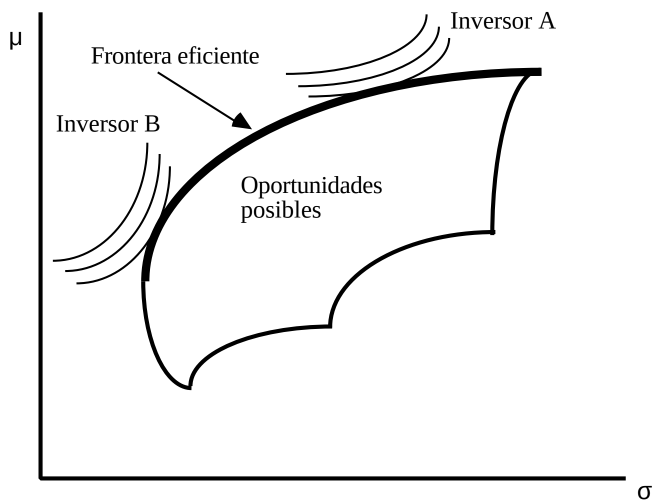

Figura 2

Si suponemos ahora la existencia de un título sin riesgo, se podrán hacer diferentes combinaciones entre dicho título y las carteras consideradas anteriormente. En este sistema de coordenadas, estas combinaciones dan lugar a líneas rectas. Tal como se ve en la figura 3; las combinaciones óptimas se encuentran en la recta que partiendo del rendimiento seguro del título sin riesgo (r_0=i), es tangente a la que antes denominábamos frontera eficiente. Esta tangente es la nueva frontera eficiente, todos los inversores se situarán sobre ella. En consecuencia, sólo habrá una combinación óptima de títulos con riesgo, que es la que denominamos R^*, ésta es la cartera de mercado. (Suponemos que nos podemos endeudar en el título sin riesgo, lo que nos lleva a la derecha de R^* en algunos casos).

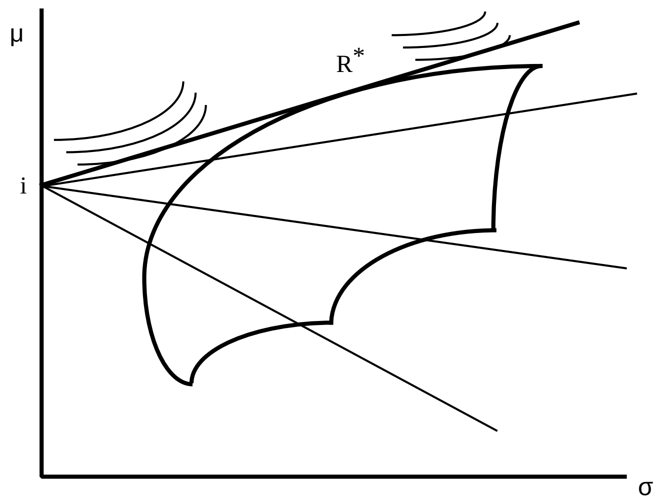

Figura 3

Como conclusión de todo lo anterior, vemos que los inversores realizarán su inversión en una proporción de la cartera de mercado y otra del título sin riesgo. Así el CAPM postula que existe una cartera de mercado, P, formada por todos los títulos y con las proporciones que éstos representan en el mercado. La rentabilidad esperada de cada título E(R), será la del título sin riesgo (r_0), más un premio por riesgo [E(P)-E(r_0)] multiplicado por la beta del título, según el modelo de la fórmula (16), que reproducimos a continuación.

$$E(R) = r_0.U + [E(P)-r_0].\beta \qquad (28)$$

Esta es la denominada línea del mercado de títulos, ó SML. La fórmula del CAPM que aparece en la fórmula (28) es un modelo ex-ante, y tiene el problema de que las expectativas no son observables. Suponiendo expectativas racionales, se puede testar en base a los datos del pasado. Partimos del modelo de mercado:

$$R = \alpha + \beta.P + \varepsilon \qquad (29)$$

α, β y ε, son vectores. Tomando esperanzas matemáticas, restando y sustituyendo el valor de la fórmula del CAPM (28),

$$E(R) = \alpha + \beta.E(P) \tag{30}$$
$$R - E(R) = \beta.[P-E(P)] + \varepsilon \tag{31}$$
$$R = r_0.U + [P-r_0].\beta + \varepsilon \tag{32}$$

Que ya es un modelo testable, utilizándose normalmente una regresión cross - seccional, con medias de varios periodos:

$$\overline{R}_j = y_0 + y_1 x \beta_j + u_j$$

(véase también Copeland y Weston, 1988, pág. 212 y ss.). Nosotros ya tenemos estimadas las betas, trataremos ahora de contrastar la veracidad del CAPM.

LA SML

Como se ha explicado anteriormente, el CAPM se lleva a cabo en dos etapas. Primero hemos realizado la regresión entre cada título y la rentabilidad de mercado. Y así hemos obtenido la β para cada título. En segundo lugar, se trata de calcular, a partir de los datos anteriores, la línea del mercado de títulos o SML. Para ello hacemos la regresión entre la rentabilidad media de cada título y su β.

$$\overline{R}_j = y_0 + y_1 x \beta_j + u_j \quad » \quad \overline{R}_j = i + (\overline{R}_m - i) x \beta_j$$

Donde R_m es la rentabilidad del mercado e i la del título sin riesgo. Las hipótesis a comprobar en este modelo son:

$y_0>0$ donde y_0 representa el tipo de interés sin riesgo

$y_1>0$ siendo y_1 la prima por riesgo sistemático.

Los resultados obtenidos son los siguientes:

Período 80 - 87:

$$\overline{R}_j = 0{,}00459 + 0{,}0028\ \beta_j + u_j \qquad R^2 = 0{,}21161$$
$$(0{,}001178) \quad (0{,}00118) \qquad \text{Desv. tip.} = 0{,}00202$$

El término independiente representa el tipo de interés sin riesgo semanal, suponiendo que se trata de un interés simple obtenemos el interés anual:

$$0{,}00459 \times 52 = 0{,}2386$$

A primera vista nos puede parecer algo elevado pero hay que tener en cuenta que se trata de un interés bruto. La media de las desgravaciones fiscales de la renta fija durante este período fueron superiores al 15%.

Respecto a la hipótesis nula de y_1=0, se rechaza para una probabilidad del 5%, y se acepta para el 1%.

Rechazamos que y_0 sea igual a 0.

Período 80 - 85:

$$\overline{R}_j = 0{,}00459 + 0{,}00142\ \beta_j + u_j \qquad R^2 = 0{,}06297$$
$$(0{,}001149) \quad (0{,}00117) \qquad \text{Desv. tip.} = 0{,}00224$$

El tipo de interés bruto anual será: 0,00459 x 52 = 0,2386.

En cuanto a las pruebas de hipótesis en este período se acepta que y_1 sea cero con una probabilidad del 5%.

Rechazamos que y_0 sea cero.

Período 86 - 87:

$$\overline{R}_j = 0{,}00422 + 0{,}00766\ \beta_j + u_j \qquad R^2 = 0{,}2145$$
$$(0{,}003179) \quad (0{,}00313) \qquad \text{Desv. tip.} = 0{,}00542$$

El tipo de interés bruto anual será: 0,00422 x 52 = 0,2194.

En este período se rechaza la hipótesis nula de que y_1=0 con una probabilidad del 5% y está justo en el límite con una probabilidad del 1%. No podemos rechazar que y_0 sea 0.

Al estimar y_0 e y_1 existen problemas econométricos (véase Bergés, 1984, págs. 94 y ss.), tal es el caso de la heteroscedasticidad y el de los errores de observación. También puede haber problemas en el propio modelo de mercado. Hacemos esta advertencia al lector para que acepte los resultados con ciertas reservas, pero por no alargarnos demasiado en el estudio, no entraremos en el tratamiento de estos problemas. Por otro lado, las soluciones econométricas resultan discutibles en algunos casos, resultando algunas veces injustificado el aparato teórico para las conclusiones alcanzadas.

EL A.P.T.

La Teoría de Valoración por Arbitraje (Arbitrage Pricing Theory, ó APT), fue formulada por Ross (1976). Es ésta una teoría que supera muchas de las críticas hechas al CAPM, incluidas las más importantes, mediante la utilización de un modelo más general (Copeland y Weston, 1988, págs. 219 y ss.). Así se ha criticado al CAPM el basarse en la eficiencia de la cartera de mercado; el APT no necesita esa condición y utiliza el argumento del arbitraje: "En equilibrio, las carteras que supongan una inversión cero y que no tengan riesgo, deberán dar una rentabilidad cero. En caso contrario los arbitrajistas invertirán en ellas hasta conseguir que este principio se mantenga". Estas carteras se denominan carteras de arbitraje. Otra diferencia consiste en que el CAPM se basa en el modelo de mercado, que mantiene que la rentabilidad de un valor viene explicada por su relación lineal con un único factor, la rentabilidad del mercado; por su parte el APT introduce más de un factor explicativo.

CAPM y APT dan lugar a una ecuación de valoración de activos similar, existiendo una relación lineal entre la rentabilidad esperada del título y el riesgo sistemático. Pero la definición de dicho riesgo sistemático es diferente en ambos modelos. En el CAPM, se define como el coeficiente "beta", que es la pendiente en la regresión lineal entre la rentabilidad del título y la cartera de mercado. En el APT, el riesgo sistemático viene dado por varias "betas", que son los coeficientes de los factores del modelo factorial. Por otro lado, en ambos modelos, se supone que existe un riesgo diversificable que no debe producir rentabilidad. Vamos ahora a desarrollar el APT.

Utilizaremos la nomenclatura ya expuesta al desarrollar el CAPM, añadiendo lo siguiente: El vector F, con k variables aleatorias que son los k factores que tomarán valores en los diferentes momentos,

$$F' = (F_1 , F_2 , F_3 , F_4 ,\ldots\ldots, F_k) \qquad (1)$$

Tendremos además la matriz β, que antes era un vector, teniendo ahora en cada fila los coeficientes para todos los factores, correspondientes a un determinado título. El vector R de rentabilidades de los títulos, quedará:

$$R = E(R) + \beta.F + \varepsilon \qquad (2)$$

Vamos a tratar de deducir el modelo de la teoría del arbitraje. Supuesta una cartera de arbitraje, cualquiera de ellas supone una inversión 0:

$$W'.U = 0 \qquad (3)$$

La rentabilidad de la cartera será:

$$P = W'.R = W'.E(R) + W'.\beta.F + W'.\varepsilon \tag{4}$$

Hemos dicho que la cartera de arbitraje no debe tener riesgo; esto se consigue con un número n de títulos suficientemente grande en la cartera, una inversión pequeña en cada título y que la suma de los coeficientes de cada factor de riesgo sistemático sea cero para el total de la cartera. Esto último implica que los términos del vector $W'.\beta$ deben ser cero: $W'.\beta=0$. Mientras que la eliminación del riesgo diversificable puede darse por supuesta.

Eliminamos así el riesgo sistemático y el diversificable. En consecuencia, de (4), $P=W'.E(R)$, que deja de ser una variable aleatoria para el caso de una cartera de arbitraje.

Resumiendo tenemos que (i) una cartera de inversión nula $[W'.U=0]$ y (ii) sin riesgo sistemático $[W'.\beta=0]$, (iii) debe tener rentabilidad nula $[W'.E(R)=0]$. Las proposiciones (i) y (ii), forman un sistema de k+1 ecuaciones; si éstas se cumplen, se ha de cumplir (iii), luego la ecuación (iii) debe ser combinación lineal de las anteriores. También se puede razonar diciendo que un vector W que sea ortogonal al vector unitario $[W'.U=0]$ y a los k vectores columna que forman la matriz β $[W'.\beta=0]$, ha de ser ortogonal al vector E(R) $[W'.E(R)=0]$; esto implica que E(R) debe ser combinación lineal del vector unitario y de los vectores de la matriz β. En consecuencia:

$$E(R) = \mu_0.U + \beta.\mu \tag{5}$$

Donde μ es un vector de k coeficientes y μ_0 un escalar. Si existe título sin riesgo, su rentabilidad r_0 coincidirá con μ_0. Por otro lado, en el vector μ tendremos los premios por riesgo (precio del riesgo) para cada tipo de riesgo, representado por cada columna de la matriz β.

Supongamos la existencia de un título t, tal que su único riesgo sistemático dependa del factor j, y con coeficiente igual a uno; tendremos que la fila correspondiente de la matriz β estará compuesta de ceros, exceptuando un uno correspondiente al cruce con la columna j. Supongamos también que existe un título sin riesgo, de rentabilidad r_0, y denominemos j a tal título t ya que su riesgo sistemático depende sólo de este factor. Tendremos: $E(r_j)=r_0+\mu_j$; luego $\mu_j=E(r_j)-r_0$, que es el premio por unidad de riesgo sistemático del factor j. El vector μ es, en consecuencia, un vector de premios por unidad de riesgo de cada uno de los factores.

Si sólo hubiera un factor de riesgo, β sería un vector columna y μ un escalar, que indica el premio por el único factor de riesgo considerado, tomando el riesgo del mercado, tendremos la fórmula del CAPM:

$$E(R) = r_0.U + [E(P)-r_0].\beta \tag{6}$$

En efecto, la primera parte es el tipo de interés sin riesgo, no necesitando de más aclaración. Por lo que se refiere a la segunda, la cartera de mercado tiene β igual a la unidad y, en consecuencia, μ será su premio por riesgo $[E(P)-r_0]$. Luego el CAPM es un caso particular del APT, con un sólo factor, y siendo éste observable.

Igual que sucedía con el CAPM, el APT es un modelo de expectativas de rentabilidad, por lo que no es directamente testable. La solución es muy similar a la que antes planteábamos; utilizaremos la hipótesis de expectativas racionales y haremos unos pasos operativos similares:

$$R = E(R) + \beta.F + \varepsilon \tag{7}$$

Y sustituyendo E(R) por su valor según la teoría: $E(R) = \mu_0.U + \beta.\mu$,

$$R = \mu_0.U + \beta.\mu + \beta.F + \varepsilon \tag{8}$$

Llamando $u=\beta.F+\varepsilon$, podemos hacer una regresión cross - seccional:

$$R = \mu_0.U + \beta.\mu + u \tag{9}$$

Donde podemos, como antes, usar las medias. Luego veremos que este último paso no lo daremos en nuestro estudio, por las razones que después apuntaremos. Pueden verse, empero, algunos de sus problemas y soluciones en Bergés (1984, págs. 112-113).

EL MODELO FACTORIAL

Partiendo del fichero de rentabilidades, que es una matriz de 24 valores (variables) con sus rentabilidades semanales (individuos) que son 418, 314 y 104 respectivamente para los diferentes periodos, realizamos un análisis factorial (por el método de componentes principales) sobre la matriz de correlaciones (de las rentabilidades de los valores), obteniendo así en un primer momento 9 factores que no rotamos. El resultado fue que el primer factor explicaba el 36% mientras que el resto no llegaban al 8%. Esto indica que hay un corte significativo entre el primer y segundo factor, explicando el resto de factores un porcentaje decreciente. Para elegir el número de factores más adecuado, realizamos rotaciones con diferente numero de factores.

Observamos que con un número superior a cinco, aparecen factores que sólo explican una variable. Con cuatro factores nos encontramos con que un factor explica un grupo de valores muy heterogéneo constituido por los valores que menos peso tienen a la hora de hallar la rentabilidad media del mercado en el modelo de mercado. Además, realizamos un análisis factorial para cada grupo obtenido tras la rotación de cuatro factores. En los tres grupos homogéneos (bancos, eléctricas - telefónica, químicas - siderometalúrgicas) aparece un factor claramente explicativo de ese grupo, mientras que en el cuarto grupo (heterogéneo) aparecen dos. Esto, nos hace pensar que este cuarto grupo se puede dividir en dos. Por tanto hemos elegido para la explicación cinco factores.

Antes de rotar, el primer factor explica un alto porcentaje de todos los valores, excepto de aquellos menos explicados en el modelo de mercado. Los demás factores no se acercan claramente a ningún grupo de valores, salvo un factor que parece que explica a las eléctricas.

Después de rotar, aparecen factores que explican a grupos de valores, lo cual indica que sí hay un riesgo específico de los distintos grupos.

Estos grupos valores son:

Sector bancos

Banco de Bilbao
Banco Central
Banesto
Banco Hispano
Banco de Santander
Banco de Vizcaya
Banco Popular

Sector eléctricas y Telefónica

Telefónica*
Hidrola
Iberduero
Sevillana
Lemona*

Sector químico-siderometalúrgico

Altos Hornos
Unión Cerrajera
Tubacex
Explosivos Riotinto
Papelera Española
Empetrol

Sector “inversiones”

Finsa
Cartinbao
Vacesa*
Banco Guipuzcoano*

Sector seguros

Seguros Bilbao
Seguros Aurora

Estos grupos de valores se mantienen en los tres periodos salvo pequeñas variaciones en los valores con menor peso. Nos encontramos que en los grupos hay valores que realmente no pertenecen a esos sectores, esto se explica por las características propias de las empresas. Es el caso de Telefónica y las eléctricas que tienen similitudes en su comportamiento; el banco Guipuzcoano, cementos Lemona, la inmobiliaria Vacesa.

En conclusión, los grupos de valores corresponden a los sectores económicos, lo cual significa que los sectores económicos siguen un comportamiento similar. También vemos que los valores menos explicados por el primer factor son los mismos que quedaban mal explicados en el modelo de mercado, luego la forma de calcular la rentabilidad del mercado no ha tenido influencia decisiva.

MODELO FACTORIAL-MODELO DE MERCADO

El modelo factorial explica más que el de mercado, dado que utiliza más variables explicativas (en nuestro caso, con cinco factores se consigue un 60% en el periodo 80-87). Pero ya el primer factor supera el 36%, lo que pone en duda el interés del resto de factores, como luego comentaremos. Lo primero que vamos a ver es si ese primer factor es diferente de la rentabilidad del mercado; para ello utilizaremos dos procedimientos:

Tenemos las 24 correlaciones de la rentabilidad semanal de cada valor con la rentabilidad semanal del mercado. Y otras 24 correlaciones de los valores con el primer factor. La correlación de ambas variables de 24 valores, para cada uno de los tres periodos es:

1980-1987: -0,97381

1980-1985: -0,95774

1986-1987: -0,96727

(los signos menos resultan indiferentes; el factor indica justo lo contrario de la rentabilidad de mercado, pero el signo que toma el factor no es relevante, por lo que nos olvidaremos de ello).

Si ahora elevamos al cuadrado las series de 24 datos (con lo que el problema podría variar), tendremos coeficientes de determinación que indican el porcentaje de varianza explicada, calculando nuevamente los correspondientes coeficientes de correlación, tendremos:

1980-1987: 0,9618

1980-1985: 0,9408

1986-1987: 0,9594

Suponiendo, tal como se hace en el modelo factorial, que todas las variables tienen varianza uno (tipificadas), podemos comparar el porcentaje de explicación del modelo de mercado y del primer factor del modelo factorial en los diferentes periodos:

	MODELO DE MERCADO	PRIMER FACTOR
1980-1987	33,98%	36,33%
1980-1985	29,14%	32,09%
1986-1987	39,20%	41,45%

Con lo que concluimos que el primer factor explica casi lo mismo (aunque siempre un poco más) que el modelo de mercado. Aún podemos afirmar más, “es prácticamente lo mismo”; si establecemos las correlaciones entre las mediciones (valores que toma en cada semana) del primer factor (ligeramente diferente según el periodo) y los valores de la rentabilidad del mercado, tenemos:

1980-1987: -0,9627

1980-1985: -0,9459

1986-1987: -0,9684

Vemos que el primer factor es algo muy parecido (cambiado de signo) a la rentabilidad del mercado, y el que explique un poco más del total de varianza, puede deberse a que para el modelo factorial todas las variables son iguales, mientras que en la rentabilidad del mercado hemos considerado las variables con diferentes pesos, según su importancia, postura que creo más realista.

Por otro lado hemos hecho un estudio del segundo factor con la intención de ver si había alguna correlación entre sus coeficientes de determinación y el tanto por uno de varianza de los valores no explicada por la rentabilidad del mercado (tanto por uno de riesgo no sistemático), los resultados son:

1980-1987: -0,5672

1980-1985: -0,4942

1986-1987: 0,0538

Vemos cómo en el periodo total y en el primer subperiodo, se ve una correlación negativa relativamente importante, indicadora de que son los valores mejor explicados por el modelo de mercado, los que también mejor explica el segundo factor; pero esto cambia en el segundo subperiodo, luego parece tratarse de un hecho poco claro. Lo que sí parece que podemos afirmar es que no tiene mucho que ver con el riesgo no sistemático.

NOTA FINAL

Para terminar el estudio del APT sería preciso realizar un proceso de regresión cross - seccional similar al realizado en el CAPM, sin embargo diferentes motivos me impulsan a no seguir adelante: Así sabemos que existen dificultades econométricas (véase Bergés, 1984, págs. 112-113); otro problema es si procedemos o no a la rotación, si no lo hacemos los factores son difícilmente interpretables, si lo hacemos perdemos una serie de propiedades que pueden ser importantes. Pero lo más desalentador son los resultados, pues el primer factor nos lleva al CAPM y los cuatro factores restantes quedan lejos de alcanzar la explicación del primero, ganando así mucho en complejidad y poco en explicación. Los factores rotados son una especie de índices sectoriales, a los que personalmente no les veo demasiado interés. Queda, sin embargo, abierta la puerta para investigaciones posteriores.

Se adjuntan al final los resultados del modelo de mercado y del factorial.

BIBLIOGRAFIA

BERGES, A. (1984): *El mercado español de capitales en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

COPELAND, T.E. y WESTON, J.F. (1988): *Financial theory and corporate policy*, Addison - Wesley, Reading, Massachusetts, 3ª ed.

GOMEZ-BEZARES, F. (1981): "Análisis multivariante", *Boletín de estudios económicos*, Agosto, págs. 233-257.

GOMEZ-BEZARES, F. (1988): *Las decisiones financieras en la práctica*, Desclée de Brouwer, Bilbao, 2ª ed.

GOMEZ-BEZARES, F., MADARIAGA, J.A. y UGARTE, J.V. (1988): "La eficiencia en el mercado bursátil español", *Actualidad financiera,* 42, Noviembre, págs. 2238-2250.

GRANDE, I. (1985): *Modelos de valoración de acciones y métodos de contrastación*, Universidad del País Vasco, Bilbao.

LINTNER, J. (1965): "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of economics and statistics*, Febrero, págs. 13-37.

MARKOWITZ, H. (1952): "Portfolio selection", *Journal of finance*, Marzo, págs. 77-91.

MARKOWITZ, H. (1959): *Portfolio selection: efficient diversification of investments*, Wiley, Nueva York.

MOSSIN, J. (1966): "Equilibrium in capital asset market", *Econometrica*, Octubre, págs. 768-783.

ROSS, S.A. (1976): "The arbitrage Theory of capital asset pricing", *Journal of economic theory*, Diciembre, págs. 343-362.

SHARPE, W. F. (1963): "A simplified model for portfolio analysis", *Management science*, Enero, págs. 277-293.

SHARPE, W. F. (1964): "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of finance,* Septiembre, págs. 425-442.

MODELO DE MERCADO. PERIODO 80-87

	α	ß	Desviación típica de ß	Desviación típica de U	R^2
B.BILBAO	0,00145	0,8383	0,03476	0,02136	0,58296
B.CENTRAL	0,00176	0,81519	0,0403	0,02476	0,49584
BANESTO	0,00074	1,03796	0,04473	0,02748	0,56418
B.GUIPUZCOANO	-0,00004	0,66905	0,06129	0,03766	0,22264
B.HISPANO	-0,0018	1,12222	0,05336	0,03278	0,51536
B.POPULAR	0,00052	1,17867	0,04333	0,02662	0,64013
B.SANTANDER	0,00187	0,82746	0,04145	0,02547	0,4893
B.VIZCAYA	0,00201	0,95436	0,03841	0,0236	0,59747
S.AURORA	0,00392	0,19066	0,06481	0,03982	0,02038
S.BILBAO	0,00361	0,6475	0,13556	0,08329	0,05199
CARTINBAO	0,00446	0,35718	0,05216	0,03205	0,10131
FINSA	0,00651	0,24818	0,05975	0,03671	0,03983
HIDROLA	-0,00159	1,07516	0,04801	0,0295	0,54659
ALTOS HORNOS	0,00346	1,32596	0,17659	0,1085	0,11935
UNION CERRAJERA	0,0028	1,08544	0,17394	0,10687	0,08559
TUBACEX	0,00066	1,47382	0,12332	0,07577	0,2556
TELEFONICA	-0,00045	1,04507	0,03964	0,02436	0,62557
RIOTINTO	0,00145	1,42077	0,1347	0,08276	0,211
PAPELERA	0,0054	1,43976	0,15404	0,09465	0,17355
EMPETROL	0,00022	1,1745	0,06716	0,04126	0,42494
LEMONA	0,0034	0,67221	0,07129	0,0438	0,1761
VACESA	0,00406	0,62211	0,06655	0,04089	0,17361
IBERDUERO	-0,00057	1,09555	0,05309	0,03262	0,50585
SEVILLANA	-0,00134	1,12957	0,05153	0,03166	0,53597

SUMA R^2 = 8,15511
% EXPLICADO = 33,98%

MODELO DE MERCADO. PERIODO 80-85

	α	ß	Desviación típica de ß	Desviación típica de U	R^2
B.BILBAO	0,00019	0,80619	0,04785	0,01813	0,47643
B.CENTRAL	-0,0007	0,99107	0,04651	0,01762	0,59277
BANESTO	-0,00067	1,18505	0,05513	0,02089	0,59697
B.GUIPUZCOANO	-0,00036	0,45834	0,04583	0,01737	0,24273
B.HISPANO	-0,00354	0,94583	0,05925	0,02245	0,44957
B.POPULAR	-0,00067	1,24917	0,05793	0,02195	0,59842
B.SANTANDER	0,0003	0,96127	0,05601	0,02123	0,48562
B.VIZCAYA	0,00105	0,89006	0,043	0,01629	0,57867
S.AURORA	0,00454	0,23569	0,10639	0,04032	0,01549
S.BILBAO	0,00496	0,08235	0,16497	0,06252	0,0008
CARTINBAO	0,00565	0,29302	0,06732	0,02551	0,05724
FINSA	0,00664	0,33398	0,07281	0,02759	0,06317
HIDROLA	0,0005	1,01861	0,06442	0,02441	0,44485
ALTOS HORNOS	0,0048	1,49567	0,2761	0,10463	0,08597
UNION CERRAJERA	-0,00066	1,20743	0,2557	0,0969	0,0667
TUBACEX	0,00148	1,43224	0,17565	0,06657	0,17566
TELEFONICA	0,00124	1,01267	0,06011	0,02278	0,47631
RIOTINTO	0,00026	1,37471	0,20023	0,07588	0,13125
PAPELERA	0,00302	1,34483	0,2302	0,08724	0,0986
EMPETROL	-0,00049	1,17714	0,09563	0,03624	0,3269
LEMONA	0,00425	0,64475	0,10275	0,03894	0,11205
VACESA	0,00404	0,55807	0,07781	0,02949	0,14155
IBERDUERO	0,00165	0,94668	0,0712	0,02698	0,36168
SEVILLANA	0,00032	1,04072	0,06995	0,02651	0,41502

SUMA R^2 = 6,99442
% EXPLICADO = 29,14%

MODELO DE MERCADO. PERIODO 86-87

	α	ß	Desviación típica de ß	Desviación típica de U	R^2
B.BILBAO	0,00561	0,84946	0,05973	0,02879	0,66477
B.CENTRAL	0,00776	0,69645	0,0788	0,03798	0,43366
BANESTO	0,00379	0,94261	0,08524	0,04108	0,54521
B.GUIPUZCOANO	0,00279	0,79122	0,14291	0,06888	0,23107
B.HISPANO	0,00513	1,21537	0,10771	0,05191	0,55519
B.POPULAR	0,00357	1,12979	0,07749	0,03735	0,67576
B.SANTANDER	0,0055	0,739	0,07227	0,03485	0,50622
B.VIZCAYA	0,00551	0,98637	0,0785	0,03783	0,60754
S.AURORA	0,00161	0,16796	0,07991	0,03851	0,04151
S.BILBAO	0,00447	0,98871	0,25917	0,12491	0,12487
CARTINBAO	0,00135	0,40234	0,09682	0,04666	0,14479
FINSA	0,00535	0,19842	0,1164	0,0561	0,0277
HIDROLA	-0,00753	1,12137	0,08493	0,04093	0,63089
ALTOS HORNOS	-0,00215	1,23423	0,24907	0,12004	0,19403
UNION CERRAJERA	0,01235	0,99228	0,27619	0,13311	0,11233
TUBACEX	-0,00148	1,50335	0,20594	0,09925	0,34316
TELEFONICA	-0,00534	1,07453	0,05867	0,02828	0,76681
RIOTINTO	0,00551	1,44058	0,21053	0,10147	0,31461
PAPELERA	0,01354	1,48107	0,23784	0,11463	0,27545
EMPETROL	0,0024	1,17328	0,11213	0,05404	0,51769
LEMONA	0,00101	0,69365	0,11697	0,05637	0,25639
VACESA	0,00467	0,65974	0,13364	0,06441	0,19284
IBERDUERO	-0,00609	1,19693	0,09347	0,04505	0,61651
SEVILLANA	-0,00566	1,19214	0,09044	0,04359	0,63009

SUMA R^2 = 9,40909
% EXPLICADO = 39,20%

MODELO FACTORIAL. PERIODO 80-87

SIN ROTAR	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,8007	-0,2316	0,2036	-0,0303	-0,0059	0,7371
CENTRAL	-0,6971	-0,4182	0,1318	0,2012	0,0332	0,7199
BANESTO	-0,7627	-0,279	0,079	0,1374	0,0764	0,6905
GUIPUZCOANO	-0,5408	-0,0948	0,093	-0,1845	-0,2127	0,3894
HISPANO	-0,7433	-0,2306	0,0126	0,1728	0,0842	0,6428
POPULAR	-0,8254	-0,1636	0,1724	0,0727	0,06	0,7468
SANTANDER	-0,7069	-0,3941	0,1371	0,0848	-0,0076	0,6811
VIZCAYA	-0,7828	-0,2673	0,2423	0,0334	0,1065	0,7554
AURORA	-0,1576	0,0475	0,0749	-0,4381	0,6059	0,5918
S. BILBAO	-0,278	-0,105	-0,2317	-0,4035	0,4433	0,5014
CARTINBAO	-0,3825	-0,0678	0,1652	-0,5	-0,254	0,4927
FINSA	-0,2292	-0,0515	0,1374	-0,404	-0,5521	0,5421
HIDROELEC.	-0,699	0,5395	0,1847	0,1608	0,0019	0,8396
ALTOS HOR.	-0,4053	-0,032	-0,4579	0,2184	-0,033	0,4238
UNION CERR.	-0,3893	0,0016	-0,5114	-0,05	-0,1299	0,4325
TUBACEX	-0,6056	0,0316	-0,4813	0,0109	0,0486	0,6019
TELEFONICA	-0,6716	0,2671	0,0981	0,0462	0,0871	0,5417
RIO TINTO	-0,5519	0,0002	-0,4516	-0,0427	-0,1826	0,5437
PAPELERA	-0,5088	0,0725	-0,4805	0,0043	0,0457	0,4971
EMPETROL	-0,6965	0,0979	-0,1706	0,0658	-0,1569	0,5527
LEMONA	-0,4851	0,2929	-0,0851	-0,2594	0,0822	0,4024
VACESA	-0,4829	0,0918	0,0134	-0,4553	-0,0743	0,4546
IBERDUERO	-0,6652	0,55	0,1981	0,0778	0,0121	0,7904
SEVILLANA	-0,6999	0,5345	0,2157	0,1715	0,0037	0,8516
VAR. EXPLIC.	36,33%	7,1%	6,63%	5,42%	4,62%	

MODELO FACTORIAL. PERIODO 80-87 (Continuación)

ROTANDO	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,7402	0,2716	-0,1583	-0,2784	0,1137	0,7371
CENTRAL	-0,8226	0,0887	-0,1797	-0,0543	-0,0083	0,7199
BANESTO	-0,7559	0,2109	-0,25	-0,0771	0,0788	0,6905
GUIPUZCOANO	-0,3838	0,183	-0,1666	-0,4248	0,0208	0,3894
HISPANO	-0,7029	0,2272	-0,3032	-0,0284	0,066	0,6428
POPULAR	-0,7404	0,3497	-0,1962	-0,1618	0,1077	0,7468
SANTANDER	-0,7821	0,0938	-0,1785	-0,1664	0,0329	0,6811
VIZCAYA	-0,7903	0,2611	-0,1038	-0,1667	0,1552	0,7554
AURORA	-0,0577	0,1034	0,1033	-0,0002	0,7531	0,5918
S. BILBAO	-0,1262	-0,0465	-0,2402	-0,0598	0,6496	0,5014
CARTINBAO	-0,1966	0,0926	-0,0213	-0,6491	0,1537	0,4927
FINSA	-0,0649	0,0188	-0,0255	-0,7161	-0,155	0,5421
HIDROELEC.	-0,253	0,8617	-0,1658	-0,075	-0,0082	0,8396
ALTOS HOR.	-0,2051	0,0847	-0,5991	0,109	-0,0615	0,4238
UNION CERR.	-0,0777	0,0409	-0,6377	-0,1307	0,0312	0,4325
TUBACEX	-0,2522	0,2023	-0,6857	-0,0379	0,1606	0,6019
TELEFONICA	-0,3504	0,5927	-0,2041	-0,0949	0,1301	0,5417
RIO TINTO	-0,2041	0,137	-0,6626	-0,2103	0,0049	0,5437
PAPELERA	-0,1599	0,185	-0,6442	-0,0176	0,1483	0,4971
EMPETROL	-0,3627	0,3849	-0,4818	-0,1973	-0,0441	0,5527
LEMONA	-0,0716	0,4197	-0,2692	-0,2393	0,3024	0,4024
VACESA	-0,1536	0,2457	-0,1836	-0,5012	0,2929	0,4546
IBERDUERO	-0,2075	0,8442	-0,1333	-0,1221	0,0446	0,7904
SEVILLANA	-0,2691	0,8686	-0,1389	-0,0718	-0,0159	0,8516
VAR. EXPLIC.	20,52%	14,5%	12,18%	7,26%	5,61%	

MODELO FACTORIAL. PERIODO 80-85

SIN ROTAR	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,7657	-0,3109	0,0311	-0,0286	-0,0424	0,6866
CENTRAL	-0,7914	-0,3274	0,1659	0,0455	0,1261	0,7791
BANESTO	-0,8122	-0,2959	0,0992	0,0812	0,0951	0,7726
GUIPUZCOANO	-0,5779	-0,2357	-0,0122	-0,0626	-0,1474	0,4153
HISPANO	-0,7293	-0,2891	0,1271	0,0224	0,0844	0,6392
POPULAR	-0,8116	-0,085	0,0727	-0,1394	0,1468	0,7121
SANTANDER	-0,7131	-0,3502	0,12	-0,0234	0,0569	0,6493
VIZCAYA	-0,828	-0,3574	0,035	-0,0718	0,0085	0,8198
AURORA	-0,1475	-0,125	-0,5397	0,2789	0,4383	0,5985
S. BILBAO	-0,0451	-0,0628	-0,6656	0,1614	0,3712	0,6128
CARTINBAO	-0,3209	-0,0063	-0,3873	0,136	-0,2381	0,3282
FINSA	-0,2847	-0,0529	-0,3417	-0,1861	-0,4536	0,441
HIDROELEC.	-0,6093	0,5317	0,0514	-0,2417	0,1691	0,7436
ALTOS HOR.	-0,3395	0,3295	0,3069	0,4217	0,0305	0,4968
UNION CERR.	-0,329	0,2734	0,0807	0,3887	0,1333	0,3584
TUBACEX	-0,5333	0,2318	0,0502	0,4113	-0,1063	0,5212
TELEFONICA	-0,4929	0,2746	-0,114	-0,3517	0,0418	0,4569
RIO TINTO	-0,454	0,2236	0,022	0,3001	-0,2407	0,4046
PAPELERA	-0,391	0,2144	-0,133	0,3998	-0,2635	0,4458
EMPETROL	-0,619	0,2456	0,0286	0,0938	-0,0728	0,4584
LEMONA	-0,3927	0,1738	-0,2747	-0,1312	0,0106	0,2772
VACESA	-0,4525	-0,0014	-0,3547	-0,1311	-0,4327	0,535
IBERDUERO	-0,5458	0,4662	-0,1311	-0,2333	0,2153	0,6333
SEVILLANA	-0,6178	0,4747	0,1099	-0,3113	0,0759	0,7218
VAR. EXPLIC.	32,09%	8,06%	6,02%	5,5%	4,61%	

MODELO FACTORIAL. PERIODO 80-85 (Continuación)

ROTANDO	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,7694	0,1538	-0,0211	0,1384	-0,2266	0,6866
CENTRAL	-0,8461	0,15	-0,0407	0,1966	-0,0185	0,7791
BANESTO	-0,8228	0,1576	-0,082	0,2397	-0,0813	0,7726
GUIPUZCOANO	-0,5609	0,1093	0,035	0,0826	-0,284	0,4153
HISPANO	-0,7633	0,1503	-0,0316	0,172	-0,058	0,6392
POPULAR	-0,706	0,4284	-0,042	0,1507	-0,0753	0,7121
SANTANDER	-0,7848	0,1208	-0,0132	0,1054	-0,0865	0,6493
VIZCAYA	-0,8536	0,1886	-0,0426	0,1007	-0,2088	0,8198
AURORA	-0,1107	-0,0071	-0,763	0,0637	0,0021	0,5985
S. BILBAO	0,0351	0,0404	-0,7719	-0,0499	-0,1077	0,6128
CARTINBAO	-0,1261	0,0366	-0,2171	0,1939	-0,4756	0,3282
FINSA	-0,1241	0,1018	0,0341	-0,053	-0,6413	0,441
HIDROELEC.	-0,1849	0,7984	0,0384	0,2653	-0,0072	0,7436
ALTOS HOR.	-0,1116	0,1313	0,1036	0,6517	0,178	0,4968
UNION CERR.	-0,102	0,1513	-0,1212	0,5443	0,1189	0,3584
TUBACEX	-0,2442	0,1454	-0,031	0,6497	-0,1317	0,5212
TELEFONICA	-0,204	0,6146	-0,0022	0,0107	-0,1934	0,4569
RIO TINTO	-0,171	0,1294	0,0613	0,544	-0,2426	0,4046
PAPELERA	-0,0876	0,0462	-0,0702	0,5712	-0,3238	0,4458
EMPETROL	-0,3143	0,3747	0,026	0,4325	-0,1777	0,4584
LEMONA	-0,1398	0,3879	-0,1775	0,077	-0,2641	0,2772
VACESA	-0,2175	0,19	-0,0082	0,0713	-0,6682	0,535
IBERDUERO	-0,1416	0,7475	-0,1317	0,1813	-0,0651	0,6333
SEVILLANA	-0,2299	0,7736	0,15	0,2118	-0,0555	0,7218
VAR. EXPLIC.	21,68%	12,21%	5,62%	9,8%	6,94%	

MODELO FACTORIAL. PERIODO 86-87

SIN ROTAR	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,8303	-0,1077	-0,2657	-0,0561	0,0852	0,7821
CENTRAL	-0,6288	0,0748	-0,4435	0,263	-0,0218	0,6673
BANESTO	-0,7344	0,0205	-0,1859	0,1874	0,0862	0,6169
GUIPUZCOANO	-0,5443	-0,0432	-0,1428	-0,2804	-0,0677	0,4018
HISPANO	-0,7636	0,1289	-0,1698	0,2334	-0,0179	0,6834
POPULAR	-0,8342	-0,0742	-0,2799	0,0736	0,1486	0,8073
SANTANDER	-0,7199	0,0846	-0,3487	0,0542	0,1038	0,6607
VIZCAYA	-0,7585	-0,1427	-0,2966	0,0969	0,283	0,7732
AURORA	-0,2011	-0,3389	0,2403	-0,2028	0,5564	0,5637
S. BILBAO	-0,4241	0,3431	0,0111	-0,0429	0,2297	0,3523
CARTINBAO	-0,4185	-0,1506	-0,3483	-0,5898	-0,0086	0,6671
FINSA	-0,1924	-0,0847	-0,3022	-0,5118	-0,5119	0,6594
HIDROELEC.	-0,7454	-0,4866	0,2441	0,1261	-0,2093	0,9118
ALTOS HOR.	-0,5154	0,4267	0,0208	0,1057	0,0183	0,4597
UNION CERR.	-0,4622	0,4956	0,2039	-0,2441	-0,065	0,5647
TUBACEX	-0,6824	0,4111	0,2823	-0,0008	0,0397	0,7159
TELEFONICA	-0,8039	-0,1535	0,1095	0,1191	0,0102	0,6961
RIO TINTO	-0,6584	0,4223	0,1598	-0,1272	-0,2015	0,6943
PAPELERA	-0,6321	0,4061	0,3481	0,1214	-0,0676	0,7049
EMPETROL	-0,7577	0,1013	0,0548	0,0284	-0,3002	0,6783
LEMONA	-0,5815	-0,0404	0,432	-0,2221	0,1121	0,5883
VACESA	-0,5019	-0,044	0,2024	-0,4666	0,3104	0,6089
IBERDUERO	-0,725	-0,5035	0,2801	0,1034	-0,2245	0,9186
SEVILLANA	-0,7425	-0,5126	0,2875	0,1233	-0,1406	0,9317
VAR. EXPLIC.	41,45%	8,59%	6,84%	5,57%	4,67%	

MODELO FACTORIAL. PERIODO 86-87 (Continuación)

ROTANDO	F1	F2	F3	F4	F5	VAR. EXPLIC.
BILBAO	-0,7069	0,2277	0,323	-0,2884	0,2074	0,7821
CENTRAL	-0,7667	0,164	0,1362	-0,0885	-0,1618	0,6673
BANESTO	-0,6733	0,2805	0,2824	-0,0329	0,0643	0,6169
GUIPUZCOANO	-0,3313	0,2213	0,2055	-0,4198	0,1568	0,4018
HISPANO	-0,6685	0,3873	0,2871	-0,0301	-0,0555	0,6834
POPULAR	-0,7775	0,2285	0,3014	-0,1613	0,1836	0,8072
SANTANDER	-0,7306	0,2677	0,1296	-0,1812	0,075	0,6607
VIZCAYA	-0,7835	0,1173	0,2517	-0,0829	0,2746	0,7732
AURORA	-0,0582	-0,0826	0,1657	0,0924	0,7194	0,5637
S. BILBAO	-0,3131	0,458	-0,0811	0,0187	0,1939	0,3523
CARTINBAO	-0,2989	0,0228	0,0292	-0,7004	0,2929	0,6671
FINSA	-0,014	0,0149	0,0986	-0,7854	-0,1801	0,6594
HIDROELEC.	-0,3032	0,1173	0,8835	-0,1045	0,1206	0,9118
ALTOS HOR.	-0,3563	0,5735	0,028	0,0384	-0,04	0,4597
UNION CERR.	-0,0693	0,7198	0,0011	-0,1868	0,0831	0,5647
TUBACEX	-0,2664	0,7627	0,2094	0,0253	0,1368	0,7159
TELEFONICA	-0,4849	0,3209	0,5691	-0,0422	0,1799	0,6961
RIO TINTO	-0,224	0,7455	0,1994	-0,218	-0,0319	0,6943
PAPELERA	-0,2023	0,7568	0,2812	0,1096	0,0068	0,7049
EMPETROL	-0,378	0,5045	0,4644	-0,2315	-0,1076	0,6783
LEMONA	-0,0528	0,4539	0,4254	-0,0894	0,4365	0,5883
VACESA	-0,1242	0,3261	0,1608	-0,2663	0,6248	0,6089
IBERDUERO	-0,2555	0,113	0,9005	-0,1131	0,1301	0,9186
SEVILLANA	-0,291	0,108	0,8911	-0,0631	0,1933	0,9317
VAR. EXPLIC.	20,71%	16,56%	15,99%	7,12%	6,71%	