

LAS CARTERAS EN LA BOLSA DE BILBAO (1.980-1.987)

por Fernando Gómez-Bezares y Javier Santibáñez
Publicado en *Actualidad Financiera*, nº 28, Julio, 1.991, págs. F547-F559

1. INTRODUCCION

En las líneas que siguen vamos a estudiar la adecuación de algunos aspectos fundamentales de la teoría de cartera de Markowitz y del Modelo de Valoración de Activos de Capital (más conocido por sus iniciales en inglés: CAPM) a la realidad de los valores más importantes de la Bolsa de Bilbao en el periodo 1980-1987. Una parte importante de estos estudios han sido publicados con anterioridad (Gómez-Bezares, 1989a, 1990 a y b), lo que aquí haremos será resumir algunas de sus conclusiones y aportar algunas nuevas.

Lo primero a plantear será la razón del periodo elegido, y ésta es clara: se trata de un periodo suficientemente extenso y relativamente reciente. No hemos añadido datos más próximos pues en 1988 empiezan a producirse fusiones importantes en nuestra bolsa, y al comenzar a funcionar el mercado continuo en 1989, el tipo de análisis se ve afectado.

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; si hubiéramos querido tomar una muestra más amplia, nos habríamos encontrado con valores cuya frecuencia de contratación bajaba demasiado. Hemos empleado generalmente los valores de cotización de la bolsa bilbaína, tomando datos de la de Madrid cuando no había habido cotización en Bilbao. Lógicamente, el mercado de Madrid, por 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, queremos resaltar que este trabajo ha supuesto el ir acumulando datos año tras año, para lo que ha sido necesaria la colaboración de grupos de alumnos de distintas promociones de la Universidad Comercial de Deusto. Ellos también nos

han ayudado en cálculos y comprobaciones. Desde aquí queremos testimoniarles nuestro agradecimiento.

2. DATOS A UTILIZAR EN LA INVESTIGACION

Tenemos los siguientes valores:

BANCO DE BILBAO	BANCO CENTRAL
BANESTO	BANCO GUIPUZCOANO
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, convertidos después en pesetas, 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 renta¹; 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.

Justificada la utilización de los datos, pasamos a la fórmula de cálculo de las rentabilidades. La rentabilidad semanal (semana t) de un valor (sea el i) se obtiene con la siguiente fórmula:

$$R_{it} = \frac{C_{it} + d_{it} + D_{it} - C_{i,t-1}}{C_{i,t-1}}$$

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.

Por lo tanto, de los datos obtenemos las 418 rentabilidades de los 24 valores.

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.

3. CALCULO DE LA RENTABILIDAD DE MERCADO

Hemos calculado también la rentabilidad semanal de la cartera de mercado, para ello hemos usado varias aproximaciones: la ponderada, la sin ponderar, y, finalmente, una cartera equivalente al primer factor del modelo factorial (que luego explicaremos). Para el cálculo de la rentabilidad media ponderada del mercado hemos sumado la rentabilidad de cada título ponderada por el peso específico de ese título sobre el total de los 24 valores, es la que denominaremos cartera ponderada. 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:

$$\text{VCB} = \text{número de acciones} \times \text{nominal} \times \text{cotización}^2$$

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

$$\frac{\text{VCB}_i}{\sum_i \text{VCB}_i}$$

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.

La segunda alternativa consiste en calcular una media no ponderada de los 24 títulos obteniendo la cartera no ponderada.

La tercera alternativa es más original, y consiste en el cálculo de una cartera equivalente al primer factor del modelo factorial obtenido con las rentabilidades de los 24 títulos. No queremos cansar aquí al lector con consideraciones matemáticas que ya han aparecido en trabajos anteriores (los resultados del primer factor aparecen en Gómez-Bezales, 1989a, y en 1990b el razonamiento para el cálculo de la cartera). Creemos que puede ser suficiente con afirmar que hemos construido una cartera equivalente a un factor que es el que mejor explica la variabilidad de los 24 títulos. Llamaremos a esta cartera: cartera factor.

Con cada una de estas carteras construiremos un modelo de mercado, donde aparecerán las regresiones entre cada título y la cartera (un total de 24 regresiones). Y con las betas de ese modelo de mercado tendremos la posibilidad de testar el CAPM. Este proceso lo repetiremos tres veces, una con cada cartera.

Sobre esta metodología se pueden discutir numerosos aspectos, muchos de ellos ya tratados en trabajos citados, de los que este pretende ser un resumen, de todas formas recordaremos

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

algunos puntos que pueden resultar interesantes. Así existe el problema de la elección de la cartera de mercado, que siempre plantea dificultades en este tipo de estudios. En nuestro caso hemos propuesto tres alternativas, conscientes de que ninguna es óptima; veremos hasta qué punto pueden resultar suficientemente válidas.

Importantes pueden ser los problemas estadísticos que se plantean tanto en el modelo de mercado como en la posterior contrastación del CAPM, ampliamente debatidos por la literatura especializada. En nuestro caso hemos preferido prescindir de ellos, conscientes de la simplificación que eso supone. Con todo, en los trabajos anteriormente citados, ya se estudió la posibilidad de utilizar procedimientos estadísticos más sofisticados, rechazándose en nuestro caso su conveniencia.

4. LA FRONTERA EFICIENTE

Un primer cálculo interesante puede ser la búsqueda del mapa de oportunidades posibles y de la frontera eficiente, según la teoría de cartera de Markowitz. Hechos los cálculos correspondientes (véase Gómez-Bezares, 1990b) llegamos a los resultados siguientes, que dan lugar a la frontera eficiente de la figura 1:

E = 0,0065	VAR = 0,0003961569
E = 0,0095	VAR = 0,0007875206
E = 0,0125	VAR = 0,0017194892
E = 0,0225	VAR = 0,0087304170

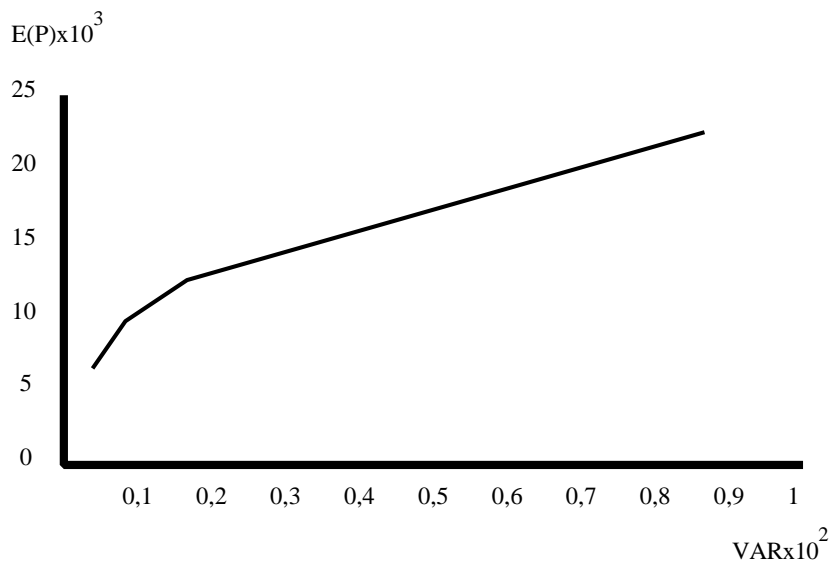


Figura 1

Introduciendo el título sin riesgo, que suponemos para esta época con una rentabilidad bruta del 17% anual, lo que equivale a un 0,30238655% semanal capitalizable, llegamos a los resultados siguientes y a la figura 2:

$E = 0,0030238655^*$	$VAR = 0$
$E = 0,0060$	$VAR = 0,000164479$
$E = 0,0090$	$VAR = 0,000663202$
$E = 0,010359074$	$VAR = 0,000999158$

* Es el título sin riesgo.

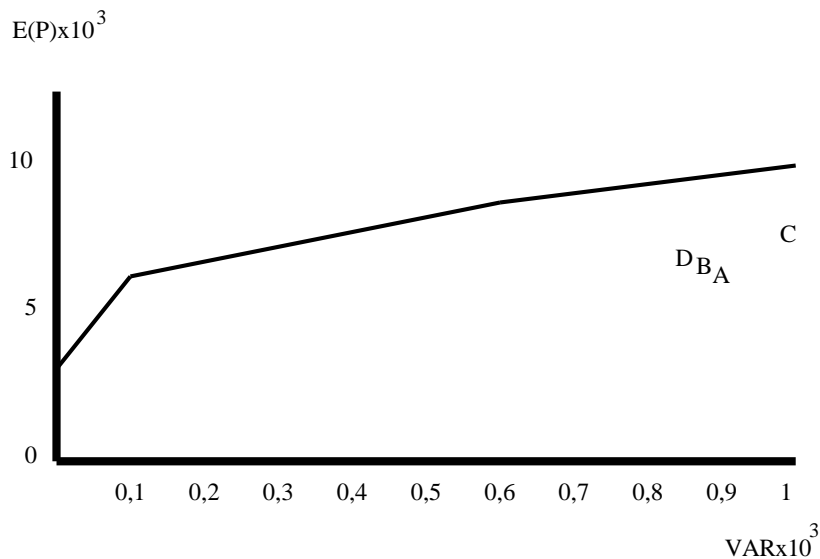


Figura 2

En la figura 2 aparecen además cuatro carteras (A, B, C y D) que corresponden a cuatro posibles aproximaciones a la “cartera de mercado”. Así la A es una cartera que contiene los 24 títulos, en porcentajes proporcionales a su peso en el mercado al comienzo del periodo considerado (1980). La B es muy similar, diferenciándose sólo en que los pesos se toman al final del periodo (1987), entre la A y la B se encuentra la “cartera ponderada”. La C es la que hemos denominado “cartera no ponderada”. Finalmente la D es la “cartera factor”. Los valores de media y varianza para las carteras citadas son:

$E(A) = 0,00602719$	$VAR(A) = 0,00092523$
$E(B) = 0,00631134$	$VAR(B) = 0,00089326$
$E(C) = 0,00727349$	$VAR(C) = 0,00100842$
$E(D) = 0,00670379$	$VAR(D) = 0,000866356$

Dado que ninguna de esas carteras es ex-post eficiente, el CAPM no se cumplirá de forma totalmente satisfactoria. Veremos a continuación los diferentes modelos de mercado y sus correspondientes CAPMes ajustados, y luego comentaremos los resultados.

5. RESULTADOS CON LA “CARTERA PONDERADA”

Tomadas las rentabilidades semanales de los 24 valores en las 418 semanas y utilizando como cartera de mercado la media ponderada, los resultados del modelo de mercado pueden verse en el cuadro nº 1, alcanzándose una explicación total del 33,98%. El resultado del CAPM es:

$$\bar{R} = 0,00459 + 0,0028 \quad + u_j \quad R^2 = 0,21161$$

$$(0,001178) \quad (0,00118) \quad D. \text{ típica} = 0,00202$$

Rechazamos que el término independiente sea cero; respecto a que lo sea la pendiente, se rechaza con un 5% pero se acepta con un 1%. Los resultados son bastante pobres, aunque no desastrosos, consiguiéndose una explicación total del 21%.

6. RESULTADOS CON LA “CARTERA NO PONDERADA”

Si utilizamos ahora como cartera de mercado la media sin ponderar, los resultados del modelo de mercado varían algo (véase el cuadro nº 2), alcanzándose una explicación total del 34,17%. El resultado del CAPM es:

$$\bar{R} = 0,00409 + 0,00318 \quad + u_j \quad R^2 = 0,54917$$

$$(0,000684) \quad (0,00061) \quad D. \text{ típica} = 0,00153$$

Rechazamos que el término independiente y la pendiente sean cero. Los resultados son mucho mejores, luego comentaremos este hecho.

7. RESULTADOS CON LA “CARTERA FACTOR”

Veamos lo que ocurre ahora tomando como cartera de mercado la que hemos llamado “cartera factor”. Los resultados del modelo factorial pueden verse en el cuadro nº 3. En él puede apreciarse cómo la capacidad explicativa del modelo es del 36,33%, ligeramente mejor

que el obtenido en los modelos de mercado anteriores, tomando las carteras “ponderada” y “no ponderada” como aproximaciones a la cartera de mercado. En cuanto al CAPM, el resultado es el siguiente:

$$\bar{R} = 0,00390 + 0,00325 \cdot u_j \quad R^2 = 0,39425$$

$$(0,000963) \quad (0,00086) \quad D. \text{ típica} = 0,00177$$

Rechazamos que el término independiente y el coeficiente de regresión sean iguales a cero. Puede verse cómo el resultado es significativamente mejor que el obtenido con la “cartera ponderada”, pero peor que el que resulta de utilizar la “cartera no ponderada”.

CONCLUSIONES

En primer lugar, y como ya quedaba explicitado en un artículo anterior (Gómez-Bezares, 1.990a), puede observarse cómo la utilización de la “cartera no ponderada” como aproximación a la cartera de mercado mejora el modelo de mercado si lo comparamos con el obtenido utilizando la “cartera ponderada”. Ello es debido a la metodología utilizada, que hace que los títulos con menor peso relativo en el valor de capitalización bursátil total queden ahora mejor explicados. También se obtiene una ligera mejoría en el modelo de mercado al utilizar la “cartera factor”. Dicha cartera, como se demuestra en el apéndice de otro trabajo citado (Gómez-Bezares, 1.990b), tiene correlación uno con el primer factor (antes de rotar) obtenido aplicando la técnica de Componentes Principales a las rentabilidades de los 24 títulos. Dado que en el modelo factorial se obtiene una capacidad explicativa del 36,33% (véase Gómez-Bezares, 1.990a, cuadro nº 2), es lógico que utilizando la cartera factor lleguemos a este mismo resultado. En cualquier caso, las diferencias entre las capacidades explicativas de los modelos de mercado no son demasiado grandes.

Diferencias más importantes se obtienen en el CAPM. Así, puede verse cómo el resultado mejor corresponde a la “cartera no ponderada”, seguida de la “cartera factor” y dejando en último lugar a la “cartera ponderada”. Ello parece deberse a que la “cartera no ponderada” ha resultado ser más eficiente³ ex-post que la “factor”, y ésta más que la “ponderada”.

Nuevamente volvemos a la idea apuntada en los artículos mencionados, de que la cartera de mercado trata de reproducir la marcha general de la economía. Parece que los valores con mayor capitalización bursátil tendrán más peso en la economía que los correspondientes a los valores con menos valor de capitalización, y que en este sentido, la cartera ponderada nos llevaría a una mejor estimación de la cartera de mercado.

³ Nota de los editores: Entendiendo más eficiente en el sentido de ajustar mejor el posterior CAPM, y no necesariamente como cercanía a la frontera eficiente. Sólo si está en la frontera tendríamos la seguridad del ajuste perfecto.

Sin embargo, no debe olvidarse que teóricamente, en la cartera de mercado deberían estar representados todos los bienes de la economía (en su sentido más amplio, y por lo tanto, debería recoger, además de los bienes representados en Bolsa, otros de difícil valoración, como el capital humano, y en general, todos los demás bienes, como las casas, la tierra, etc.), y es posible que la Bolsa española en general, y la de Bilbao en particular, no sean todavía un reflejo suficientemente fiel de este concepto.

Por otro lado, y abundando en la idea anterior, parece que la cartera factor debería funcionar todavía mejor que la cartera ponderada. En efecto, si aceptamos que el primer factor obtenido mediante la aplicación de la técnica de Componentes Principales a las rentabilidades de los títulos estudiados (el factor, por tanto, que explica la máxima varianza) representa la marcha de la economía, lo cual parece razonable, tendríamos que la cartera factor recoge una información importante, al dar más peso a aquellos títulos más relacionados con dicho factor. Sin embargo, nos encontramos nuevamente con la sorpresa de que el CAPM empeora utilizando esta aproximación con respecto a la “cartera no ponderada”.

Todo ello nos lleva nuevamente a la idea de Roll. Y a la idea de que la mejoría se ha producido por el hecho de que la cartera no ponderada ha resultado más eficiente ex-post que las demás. De aquí podemos concluir que los criterios considerados lógicos a priori para estimar la cartera de mercado pueden a veces no ser los mejores. Y es que no hay forma de conocer a priori cuáles van a ser las carteras eficientes (o al menos, “más eficientes”). Esto nos lleva a pensar que el resultado de la comprobación del CAPM depende más de la “suerte” que tengamos en la elección de la cartera de mercado que del funcionamiento real del modelo en un mercado concreto. O dicho de otro modo, de que la cartera de mercado que hayamos elegido para realizar la comprobación, se parezca más o menos a la que realmente utilizaron los agentes en sus decisiones (pese a que indudablemente, algunos métodos de estimación presenten ventajas estadísticas frente a los demás).

Otra conclusión importante es que las betas varían de un modelo a otro (también varían según el corte temporal que se haga, G-B, 1989a). Incluso hemos hecho pruebas (que no adjuntamos) con periodos base de cuatro semanas y sobre los mismos datos, pero corriendo alguna semana, con resultados bastante diferentes, sobre todo en la contrastación del CAPM. Esto tiene una importancia grande, ya que las betas son una medida del riesgo sistemático, y su utilidad está en utilizar las betas del pasado como estimaciones del riesgo sistemático futuro de los valores. Esto no tiene demasiado sentido si no existe una cierta estabilidad en las betas.

Como conclusión final, diremos que algunos puntos del trabajo requieren una investigación más profunda. En este sentido, el Departamento de Técnicas Cuantitativas de nuestra Facultad, está trabajando actualmente en este campo. En concreto, el profesor José Vicente Ugarte está a punto de concluir su tesis doctoral, cuyas conclusiones permitirán aplicar en un futuro ponderaciones distintas a las actuales a la hora de realizar el análisis factorial (el método de Componentes Principales parte en la actualidad de la misma ponderación para todas las variables intervinientes). De esta forma, podremos realizar nuevos estudios que complementen los realizados, ayudando a aceptar o refutar algunas de las conclusiones obtenidas.

BIBLIOGRAFIA

- COPELAND, T.E. y WESTON, J.F. (1988): *Financial theory and corporate policy*, Addison - Wesley, Reading, Massachusetts, 3ª ed.
- FAMA, E.F. (1976): *Foundations of finance*, Basic Books, Nueva York.
- GOMEZ-BEZARES, F. (1988): “Análisis factorial por componentes principales”, *Estadística española*, Mayo-Agosto, págs. 215-232.
- GOMEZ-BEZARES, F. (1989a): “Modelos de valoración de acciones en la bolsa de Bilbao”, *Cuadernos de gestión*, Marzo, págs. 103-128.
- GOMEZ-BEZARES, F. (1989b): *Dirección financiera*, Desclée de Brouwer, Bilbao.
- GOMEZ-BEZARES, F. (1990a): “Stock pricing models in the spanish capital market”, *16 Congreso de la FEAAF -Federación Europea de Asociaciones de Analistas Financieros -*, Estocolmo, Junio, aparecido en *Análisis Financiero*, Julio, págs. 53-67.
- GOMEZ-BEZARES, F. (1990b): “Frontera eficiente y crítica de Roll (un ejercicio empírico)” *Cuadernos de gestión*, de próxima aparición.
- MARKOWITZ, H. (1952): “Portfolio selection”, *Journal of finance*, Marzo, págs. 77-91.
- MARKOWITZ, H. (1959): *Portfolio selection: efficient diversification of investments*, Wiley, Nueva York.
- ROLL, R. (1977): “A critique of the asset pricing theory tests”, *Journal of financial economics*, Marzo, págs. 129-176.
- SHARPE, W.F. (1976): *Teoría de cartera y del mercado de capitales*, Deusto, Bilbao.

**MODELO DE MERCADO. RENTABILIDADES SEMANALES
"CARTERA PONDERADA"**

		β	Desviación típica de β	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

R^2 TOTAL = 8,15511

% DE VARIANZA EXPLICADA = 33,98%

Cuadro nº 1

**MODELO DE MERCADO. RENTABILIDADES SEMANALES
“CARTERA NO PONDERADA”**

		β	Desviación típica de β	Desviación típica de U	R^2
B.BILBAO	0,00101	0,7384	0,03584	0,02327	0,50502
B.CENTRAL	0,00165	0,67393	0,04235	0,0275	0,37839
BANESTO	0,00028	0,90287	0,04639	0,03012	0,47664
B.GUIPUZCOANO	-0,00105	0,67939	0,05674	0,03684	0,02563
B.HISPANO	-0,00266	1,0269	0,05221	0,039	0,48183
B.POPULAR	-0,00005	1,03228	0,04594	0,02983	0,54823
B.SANTANDER	0,00167	0,69713	0,04295	0,02788	0,38779
B.VIZCAYA	0,00179	0,80157	0,04168	0,02706	0,47061
S.AURORA	0,00331	0,23746	0,06087	0,03952	0,03529
S.BILBAO	0,00018	0,9956	0,12239	0,07946	0,13724
CARTINBAO	0,00376	0,38556	0,04852	0,0315	0,13181
FINSA	0,00599	0,27225	0,05614	0,03645	0,05351
HIDROLA	-0,00167	0,881	0,05184	0,03366	0,40978
ALTOS HORNOS	-0,00249	1,8904	0,15206	0,09873	0,52045
UNION CERRAJERA	-0,00411	1,82756	0,14699	0,09543	0,27093
TUBACEX	-0,00447	1,89755	0,09819	0,06375	0,47307
TELEFONICA	0,00001	0,78264	0,04782	0,03104	0,39174
RIOTINTO	-0,00373	1,86035	0,1108	0,07194	0,40393
PAPELERA	-0,00059	1,98716	0,12736	0,08269	0,36915
EMPETROL	-0,00155	1,19496	0,05993	0,03891	0,48868
LEMONA	0,00186	0,7547	0,06446	0,04185	0,24784
VACESA	0,00282	0,67381	0,06089	0,03953	0,2274
IBERDUERO	-0,0006	0,88928	0,05663	0,03677	0,37215
SEVILLANA	-0,00137	0,91731	0,00557	0,03616	0,39469

R^2 TOTAL = 8,2018

% DE VARIANZA EXPLICADA = 34,17%

Cuadro nº 2

**MODELO DE MERCADO. RENTABILIDADES SEMANALES
"CARTERA FACTOR"**

		β	Desviación típica de β	Desviación típica de U	R^2
B.BILBAO	0,00037	0,89755	0,03293	0,01982	0,64107
B.CENTRAL	0,00103	0,824	0,04155	0,025	0,48598
BANESTO	-0,00036	1,07614	0,04474	0,02692	0,58175
B.GUIPUZCOANO	-0,00136	0,78299	0,0597	0,03593	0,29251
B.HISPANO	-0,00315	1,1864	0,05235	0,0315	0,55253
B.POPULAR	-0,00087	1,24158	0,04163	0,02505	0,68135
B.SANTANDER	0,00101	0,85374	0,04189	0,02521	0,49966
B.VIZCAYA	0,00101	0,98679	0,03846	0,02315	0,61274
S.AURORA	0,0036	0,21491	0,06602	0,03973	0,02484
S.BILBAO	0,00202	0,80602	0,13655	0,08217	0,07728
CARTINBAO	0,00362	0,43826	0,0519	0,03123	0,14631
FINSA	0,00602	0,29106	0,0606	0,03646	0,05255
HIDROLA	-0,00222	1,03793	0,05206	0,03133	0,48864
ALTOS HORNOS	0,00062	1,58826	0,17564	0,1057	0,16427
UNION CERRAJERA	-0,0007	1,4746	0,17107	0,10295	0,15154
TUBACEX	-0,00275	1,80264	0,11613	0,06988	0,36679
TELEFONICA	-0,00037	0,90603	0,04901	0,02949	0,45104
RIOTINTO	-0,00188	1,74288	0,12912	0,0777	0,30458
PAPELERA	0,00183	1,79523	0,14894	0,08963	0,25884
EMPETROL	-0,00147	1,28442	0,06489	0,03905	0,48505
LEMONA	0,00203	0,79343	0,07012	0,0422	0,23534
VACESA	0,00278	0,73614	0,06545	0,03939	0,23318
IBERDUERO	-0,00114	1,04613	0,05758	0,03465	0,44245
SEVILLANA	-0,00209	1,1026	0,05516	0,0332	0,48988

R^2 TOTAL = 8,72017

% DE VARIANZA EXPLICADA = 36,33%

Cuadro nº 3