

# ESTABILIDAD PARAMETRICA Y RIESGO PERCIBIDO: COMPORTAMIENTO DEL MERCADO ESPAÑOL DE CAPITALES

*R. del Olmo Martínez y C. Hernández Iglesias*

RESUMEN.— Los contrastes tradicionales de los modelos del mercado de capitales CAPM y APT suponen la estabilidad de los coeficientes beta. En este trabajo proponemos un nuevo contraste de dicha estabilidad. Verificada la inestabilidad de las betas en el mercado español, para datos semanales, utilizamos un algoritmo adaptativo que permite, incluso en este caso, obtener estimaciones de los precios y de los riesgos percibidos. Con base en éstos, contrastamos la racionalidad, en términos de media-variancia; del mercado de capitales español y el valor de la volatilidad percibida como proxy del cambio del clima micro y macroeconómico.

## 1. Introducción

La afirmación de que los mercados procesan la información eficientemente, ha servido de base en la investigación sobre los mercados capitales. La hipótesis de expectativas racionales, bajo el epígrafe de *modelo de eficiencia del mercado*, ha sido utilizada continuamente en el análisis financiero. La hipótesis sostiene que los precios de los activos son completamente flexibles y reflejan toda la información disponible relevante.

Más formalmente: el modelo de mercado eficiente afirma que los precios de los activos están relacionados con sus esperanzas condicionales. Esta propiedad de ortogonalidad de las esperanzas condicionales, respecto a los errores de previsión, implica que éstos deben estar no correlacionados con cualquier información disponible que haya sido incluida en el cálculo de la esperanza condicional. En definitiva, estos modelos de eficiencia, en su forma fuerte, suponen que en el equilibrio hay una función de precios pasados que es un estadístico suficiente para toda la información interna y externa al mercado.

Los modelos de dos parámetros, CAPM de Sharpe-Lintner, y multiparamétricos, APT de Ross y Roll, y, en general, los modelos de equilibrio del mercado de capitales, incluyen la hipótesis de eficiencia del mercado. Contrastaremos simultáneamente, así, la validez de los modelos CAPM y APT y la hipótesis auxiliar de la racionalidad de los inversores, empleando un escenario con datos semanales, alternativo al emple-

ado por otros autores, Navas (1981) y Bergés (1984). La evidencia, en todo caso poco satisfactoria, es sistemáticamente interpretada como una prueba en contra del modelo de equilibrio postulado y no, como podría esperarse también, para sostener la ineficiencia del mercado.

Un supuesto relevante de las pruebas anteriores, es la estabilidad paramétrica de los coeficientes beta y, en todo caso, de la variancia utilizada en todo modelo rentabilidad-riesgo. Por ello, contrastamos la estabilidad de las betas e introducimos un algoritmo predictor adaptativo, por el error de previsión, que es una generalización de las regresiones deslizantes utilizadas por diversos autores en recientes estudios, que pretenden relacionar la rentabilidad con otras variables del entorno micro y macroeconómico.

Algunos de estos trabajos indican que la volatilidad puede ser un *proxy* adecuado del *cambio de clima* del entorno económico. Esta circunstancia es consistente, por otra parte, con la hipótesis de eficiencia del mercado, al ser la variancia una función, en todo caso, de los precios pasados. Definimos el concepto de riesgo *percibido* como variancia adaptativa local para una *ventana* dada y contrastamos directamente la existencia o no de intercambio entre rentabilidad-riesgo *percibido*. Este contraste puede considerarse como una interesante alternativa a las pruebas de eficiencia del mercado con base en la volatilidad, originalmente desarrolladas por LeRoy y Porter (1981) y Shiller (1981) y que, en general, apuntan a ineficiencias del mercado.

En este análisis crítico utilizaremos datos semanales, que representan una muestra de 62 activos que cotizan y forman parte de la Bolsa española. Dichos datos abarcan un período de seis años que va desde la primera semana de enero de 1983 hasta la última semana de diciembre de 1988. Las fuentes usadas para la recopilación de los datos históricos han sido el Servicio de Estudios de la Bolsa de Madrid y los boletines semanales de información bursátil de los bancos Hispano-Americano y Bilbao-Vizcaya.

Entre los argumentos que corroboran el interés de trabajar con los datos semanales y no con datos que tengan otra periodicidad, podemos destacar los siguientes:

- 1.— La existencia de argumentos basados en las distribuciones de probabilidad de las rentabilidades semanales.
- 2.— Los coeficientes de volatilidad, estimados a partir de datos semanales, responden al concepto de riesgo sistemático instantáneo del modelo de mercado.
- 3.— La semana puede considerarse como el horizonte de posesión para el inversor debido a razones de procesamiento de la información.

## 2. Contrastes de eficiencia del mercado español de capitales.

### 2.1 Contraste habitual del CAPM como modelo de valoración de activos.

Con objeto de disponer de experiencia en escenarios alternativos al mensual, utilizado por otros autores, analizaremos el modelo CAPM y su validez como modelo de valoración de activos. En el apartado siguiente haremos lo propio con el modelo APT.

Para contrastar CAPM con nuestros datos, seguiremos la metodología usada por Bergés (op. cit.). En primer lugar se estiman los coeficientes  $\beta_i$  para cada activo, así como la variancia de los residuos  $e_i$  en el modelo de mercado

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{Mt} + e_{it}, \tag{1}$$

en una segunda etapa se estima una regresión transversal del tipo

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + u_i, \tag{2}$$

que en forma matricial tiene la forma

$$\bar{R} = \hat{\beta}_\gamma + u, \quad \text{donde} \tag{3}$$

$$\gamma = \begin{pmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \quad \text{y} \quad \hat{\beta}^T = \begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ \hat{\beta}_1 & \dots & \hat{\beta}_N \end{pmatrix},$$

siendo las hipótesis a verificar  $\gamma_0 > 0$  y  $\gamma_1 > 0$ .

Los resultados de la estimación se resumen en la tabla 1. Para cada coeficiente, y con cada método, el valor entre paréntesis representa el valor de la *t* de Student.

Con los tres métodos de estimación los valores de  $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  son significativos. El valor de  $\gamma_0$  está comprendido entre un 21% y 1,2% anual, cifras que no son representativas del activo sin riesgo en los años 1983-1988. En este sentido, y con nuestro datos, podemos afirmar que, en lo que respecta a  $\gamma_0$ , el modelo no se ve avalado por la evidencia empírica en nuestro país, lo cual contradice la conclusión de Bergés respecto a  $\gamma_0$ .

Sin embargo, los  $\gamma_1$  son todos positivos, lo que indica que el inversor se ha visto recompensado por el riesgo sistemático asumido.

$\gamma_i$	Mín. Cuadrados Ordinarios	Mín. Cuadrados Generalizados	Máxima Verosimilitud
$\gamma_0$	.004499 (4.846)	.000455 (5.355)	.000234 (7.322)
$\gamma_1$	.005062 (5.841)	.002562 (1.962)	.000215 (3.201)

Tabla 1: Contraste del CAPM en el mercado español de capitales.

Podemos en resumen afirmar que en principio no hay incompatibilidad entre los dos resultados a probar, debido a que:

- 1.— El mercado es eficiente. La información que incorpora es buena y, por tanto, es posible sustituir

$$E(R_i) = R_0 + \beta_i [E(R_M) - R_0] \quad \text{ex ante}, \tag{4}$$

por

$$\tilde{R}_i = R_0 + \beta_i [\tilde{R}_M - R_0] + \tilde{e}_i \quad \text{ex post}. \tag{5}$$

- 2.— Supuesto que  $E(R_M)$  sea la rentabilidad esperada de la cartera de mercado, que no se cumpla el CAPM significaría que los inversores no son maximizadores (racionales) y no operan con el modelo normativo (5) como cabría esperar de

$$\max E(R_p) = \sum_i^N x_{ip} E(R_i), \quad (6)$$

$$\text{sujeto a } \sigma_p^2 = \sum_i^N x_{ip} \sigma_{ip} = \sigma_p^2.$$

De todos modos, además de los problemas estadísticos que presenta la contrastación del CAPM, existe el problema de  $E(R_M)$ ; es decir: ¿quién es de verdad  $R_M$ ? Por estas razones, entre otras, surge el modelo APT.

## 2. Contraste del APT.

Los tests empíricos del modelo APT se realizan en dos etapas similares a las seguidas en los tests del CAPM. En una primera etapa, se estiman, a partir de las series históricas de las rentabilidades, las rentabilidades medias y los coeficientes de volatilidad respecto a los factores comunes. La segunda etapa utiliza estos estimadores para verificar, con datos transversales, la relación

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik}; \quad i = 1, \dots, N. \quad (7)$$

La hipótesis estadística a verificar,  $H_0$ , es que existen  $k+1$  constantes  $(\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_k)$  tales que verifican la ecuación (7).

Previo a la realización de este test, habrá que obtener, mediante análisis factorial de las series de rentabilidades de los activos, los factores comunes. En nuestro caso, mediante el método de componentes principales, y para el conjunto de los 62 activos que venimos considerando en este trabajo, hemos extraído once factores, apareciendo en la tabla 2<sup>1</sup> los principales resultados del análisis factorial realizado. El porcentaje de la variancia total explicada por los once factores obtenidos sirve como medida de la bondad del ajuste de nuestro modelo de once factores, y que resulta ser el 62.71%.

Los factores obtenidos anteriormente se emplean a continuación como variables independientes para la estimación de las volatilidades de las rentabilidades de los activos respecto a dichos factores mediante regresiones del tipo

$$R_{it} = b_{i0} + b_{i1} \widehat{F}_{1t} + \dots + b_{ik} \widehat{F}_{kt} + e_{it}. \quad (8)$$

resultados que no son recogidos por la extensión de los mismos.

<sup>1</sup> Siendo (1) el valor característico, (2) el porcentaje en variancia explicada por el factor y (3) el porcentaje de variancia explicada acumulado.

Factor	(1)	(2)	(3)
1	20.645	33.30	33.30
2	3.463	5.58	38.88
3	2.843	4.59	43.47
4	2.417	3.90	47.37
5	1.764	2.84	50.21
6	1.546	2.49	52.70
7	1.420	2.29	54.99
8	1.303	2.11	57.10
9	1.251	2.01	59.11
10	1.145	1.85	60.96
11	1.085	1.75	62.71

Tabla 2: Análisis factorial de las rentabilidades de 62 activos de mercado.  $\hat{\lambda}_i$

Los resultados de la estimación del vector  $\lambda^2$  aparecen en la tabla 3. La primera columna indica los coeficientes estimados ( $\hat{\lambda}_i$ ) y la segunda los estadísticos *t*-Student asociados con dichos estimadores. Finalmente, en la tercera columna se recoge el estadístico  $F_1$  calculado para contrastar la hipótesis  $H_0$ , ya mencionada. Este estadístico se calcula por

$$F_1 = \frac{\hat{\lambda} B^T \Psi^{-1} B \hat{\lambda}}{u^T \Psi^{-1} u} \frac{K - 11}{11}, \quad (9)$$

siendo  $K$  el número de activos empleados en la regresión para estimar  $\lambda$ .

Valor	$\lambda_i$	$t(\lambda_i)$	$F_1$
$\lambda_0$	0.0554	4.0556	94.077
$\lambda_1$	0.1023	2.5856	
$\lambda_2$	-0.0718	-2.7270	
$\lambda_3$	-0.0312	-1.2008	
$\lambda_4$	0.0795	2.5657	
$\lambda_5$	0.0554	1.8993	
$\lambda_6$	0.0094	0.3026	
$\lambda_7$	-0.0318	-0.9543	
$\lambda_8$	-0.0019	-0.0585	
$\lambda_9$	0.0508	1.5618	
$\lambda_{10}$	0.0344	0.9018	
$\lambda_{11}$	-0.0361	-0.9973	

Tabla 3: Estimación de los coeficientes de riesgo factorial en el mercado español.

El estadístico  $F_1$  sigue una distribución *F* con 11 y  $K-11$  grados de libertad, siendo once el número de factores con lo que se realizan inferencias estadísticas. La hipótesis  $\lambda_i = 0$ ,  $i = 0, \dots, k$ , se rechaza al 95% de confianza si  $F_1$  es mayor que el correspondiente valor de la distribución *F*.

<sup>2</sup> El modo de realizar esta estimación se desarrolla en Del Olmo (1990) (Cap. II, pp. 43 a 45).

La hipótesis de los  $\lambda_i = 0$  para todos los factores se rechaza al 99% de confianza. Por lo que respecta a los factores individuales, cuatro  $\lambda_i$  son significativamente distintas de cero (su estadístico  $t$  es mayor que 2 en valor absoluto). De ellas, tres son positivas y la cuarta negativa. Al contrario de lo que ocurre en el CAPM, el que aparezcan  $\lambda_i \neq 0$  no invalida la teoría del APT, ya que como señalan Roll-Ross (1980), la matriz  $B$  no es única (problema de la indeterminación del análisis factorial) y, lógicamente, los coeficientes  $\lambda_i$  tampoco lo serán. Cualquier rotación ortogonal de los factores implicaría una rotación de las volatilidades  $B$  y, por tanto, de los  $\lambda_i$ . Esto supone que no hay que dar importancia al valor numérico de los  $\lambda_i$ , siendo realmente importante su significación estadística.

### 3. Estabilidad de las betas: una aproximación clásica desde modelos de regresión.

Buena parte de las conclusiones anteriores quedarían en suspenso si las betas son inestables y/o si las variancias-covariancias son variables en el tiempo. Por tanto, ¿los coeficientes beta son estables? y en caso contrario, ¿las volatilidades obtenidas con una regresión deslizante pueden ser importantes en el cálculo de las rentabilidades como postula Pindyck (1984)?

Estimaremos para ello, con nuestros datos semanales, el modelo

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + e_{it} \quad (10)$$

a partir de las series históricas de  $R_{it}$  y  $R_{Mt}$ . Para la estimación de dicho modelo y para cada activo, la rentabilidad del mercado  $R_M$  para una semana determinada se calcula como la media aritmética simple de las rentabilidades de todos los activos de los que se disponen datos para esa semana<sup>3</sup>. Las betas obtenidas, no recogidas por razón de espacio, son positivas y significativas, lo que confirma la covariación (cointegración) de las rentabilidades.

Aunque el período que hemos considerado para nuestro escenario es corto, sin embargo han ocurrido transformaciones en la economía española (integración en la CEE, crack de la Bolsa en noviembre de 1987) o en sectores específicos de la misma, que posiblemente hayan hecho variar el riesgo sistemático de los activos. Para verificar tal posibilidad, haremos pruebas sobre la estabilidad de los coeficientes beta en diferentes subperíodos del período total de estudio.

El contraste de la estabilidad de las betas se realiza mediante el conocido test de Chow, para los tres subperíodos, 1983-1984, 1985-1986 y 1987-1988, en que dividimos nuestro escenario. Para cada activo, la hipótesis nula a verificar es que el coeficiente beta es el mismo en los tres subperíodos, mientras que la hipótesis alternativa consiste en permitir que tales coeficientes varíen de un subperíodo a otro.

La tabla 4 muestra los resultados para la estimación de las betas y el estadístico de Chow para un nivel de confianza del 95% ( $F=3$ ).

La hipótesis nula se rechaza claramente para nuestro escenario semanal, confirmando otros resultados para la bolsa española, con valores mensuales, obtenidos por Bergés (op. cit.) y Rubio (1988). Este resultado ensombrece la aplicabilidad y la propia contrastabilidad del modelo CAPM (Azofra 1987).

<sup>3</sup> Ver Fama (1977) y Palacios (1977) para una justificación del uso de índices contruidos por ponderaciones simples.

Activos	$\beta_i^1$	$t(\beta_i^1)$	$\beta_i^2$	$t(\beta_i^2)$	$\beta_i^3$	$t(\beta_i^3)$	$F_C$
B. Hispano Americano	0.9850	6.51	0.8415	5.91	0.9145	10.37	2.12
B. Andalucía	0.5317	5.45	0.6339	6.83	1.0335	12.17	8.71
B. Bilbao	0.7936	7.19	0.7728	6.92	0.4415	6.71	10.48
B. Central	0.8153	8.76	0.5796	7.41	0.4777	6.02	3.60
B. Banesto	0.8666	8.43	0.6396	6.81	0.8042	7.31	0.95
B. Exterior	0.2867	4.30	0.7089	6.42	0.7818	6.72	3.12
B. Pastor	0.2591	5.87	0.3462	3.30	0.9604	8.10	12.93
B. Popular Español	1.2311	9.73	1.1886	11.52	0.6217	7.56	15.07
B. Santander	0.6263	7.00	0.5369	7.03	0.3426	5.75	5.72
B. Vizcaya	0.8574	8.13	0.8424	10.44	0.5971	6.38	4.28
B. Fomento	0.8707	4.76	1.0649	7.23	0.8145	7.37	1.37
B. Intercontinental	0.3136	2.68	0.9680	8.70	1.0872	11.72	10.78
FECSA	0.9837	7.44	1.0708	8.50	0.0077	0.11	44.03
Hidro-Cantábrico	1.6773	5.95	1.0403	9.34	0.4995	5.39	15.43
Hidro-Española	1.1657	8.23	1.1710	11.73	0.5792	5.67	11.67
Iberduero	0.9575	6.70	1.2068	10.90	0.5618	5.31	10.05
Sevillana	1.1278	7.88	1.3603	12.61	0.5019	4.60	19.05
Fenosa	1.1789	8.32	1.3134	9.62	0.6244	7.13	13.18
El Aguila	2.1914	5.91	1.1175	7.82	1.1979	9.29	6.76
Azucarera de España	1.2483	4.21	1.0300	6.63	1.4243	9.76	2.12
Ebro	0.0874	0.48	0.6340	5.41	0.8682	5.53	5.54
Mapfre	0.0183	0.41	0.0114	3.86	1.3199	6.91	7.85
Finanzauto	1.1393	5.05	1.2144	9.73	0.9854	9.28	1.22
Asland	1.3952	6.87	1.1599	8.22	0.9759	10.59	2.39
Portland Valderrivas	1.0799	4.81	0.7257	4.42	1.0379	9.07	2.22
Cristalería Esp.	1.3345	6.03	1.1685	7.95	0.7785	6.65	4.25
Uralita	0.8249	4.26	1.1895	6.11	1.4867	17.74	4.73
Cubierta y MZOV	1.7392	5.23	1.1779	8.72	1.1730	10.79	2.26
Dragados	1.3334	7.02	1.3166	11.04	1.2275	11.02	0.35
Inmob. Metropolitana	0.7981	4.95	1.0516	8.73	0.9519	6.62	0.86
Inmob. Urbis	1.9004	4.26	1.6309	11.08	1.5575	17.28	1.56
Renta Inmobiliaria	0.8921	1.99	1.2029	8.52	1.4083	7.88	1.22
Vallehermoso	0.8402	2.42	1.8116	14.22	1.5082	15.51	6.42
Bansaliber	0.5691	2.87	0.6925	7.32	0.9080	9.70	2.38
Cartisa	0.7821	3.78	0.7601	6.50	0.2257	1.94	6.82
Fibansa	0.9594	4.21	0.3937	3.30	0.6820	7.76	3.27
General de Invers.	0.0112	4.53	1.1356	9.77	1.0613	8.67	0.19
Invasisa	0.6229	3.45	0.6156	6.31	0.2062	1.84	5.05
Popularinsa	0.3850	4.28	0.7790	7.60	0.3691	3.41	4.64
Retinsa	0.9306	4.60	0.6662	5.53	0.7981	6.04	0.92
Unión Europea Inv.	0.0000	0.00	0.6966	5.40	0.2851	2.58	7.89
Tabacalera	0.8230	3.92	0.8401	5.74	1.0250	9.34	1.92
Telefónica	0.6797	5.41	1.0769	11.50	0.6426	8.48	7.73
Papelera Española	2.0282	4.34	1.3662	6.23	1.6244	11.80	1.53
Sarrió	1.6034	4.21	1.4716	7.99	1.0227	16.48	1.79
Cros	1.6345	4.98	1.4862	8.62	1.6870	8.99	1.48
Ener. Aragonesas	1.6972	7.93	1.1756	8.75	1.7134	13.07	7.16
Esp. de Oxígeno	-0.1810	-0.86	0.1686	2.05	0.1723	1.43	3.36
Esp. de Petróleos	1.4497	7.75	1.0719	7.69	1.2095	11.17	1.23
Petromed	0.8272	4.31	0.6831	6.42	0.8707	8.48	12.56
Sniace	1.3881	3.87	1.2056	5.15	1.7540	9.88	2.72
Unión Exp. Río Tinto	1.7530	3.74	1.6782	9.35	0.9972	9.78	0.19
La Unión y el Fénix	0.3007	1.36	1.1494	5.15	0.9972	9.78	3.43
M. S. Ponferrada	0.7421	2.14	0.8284	3.91	1.3858	9.64	4.13
Altos Hornos Vizcaya	1.7821	3.87	0.9149	4.23	1.4293	6.40	2.45
C. Aux. Ferrocarriles	1.1460	3.58	0.5164	2.72	1.3921	7.03	6.53
Duro-Felguera	0.8533	3.64	1.1117	7.95	1.5600	12.66	5.97
Tubacex	1.9955	6.49	1.4089	7.33	1.8231	11.20	2.73
Zardoya Otis	0.4807	2.16	0.5879	5.02	0.5602	4.46	0.29
Tudor	1.2360	4.86	1.1502	8.56	1.2097	11.76	0.69
Fasa Renault	0.7640	2.44	1.1559	6.34	1.7210	15.23	8.03
Motor Ibérica	1.3789	5.28	1.4851	7.56	1.8667	13.15	3.55

Tabla 4: Estabilidad de los coeficientes beta en el mercado español de capitales

La inestabilidad de los coeficientes beta justifica el uso de regresiones deslizantes (*rolling regressions*) lo que nos conduce a utilizar predictores adaptativos para estimar las betas en cada período. Además y como consecuencia, ello induce inestabilidad en la variancia y la necesidad de trabajar con volatilidades locales (riesgos *percibidos*), como en efecto habíamos ya sugerido.

#### 4. Estimación adaptativa de las betas y de los riesgos percibidos. Contrastes directos del intercambio rentabilidad-riesgo

Varios son los modelos de equilibrio del mercado de capitales formulados para justificar la eficiencia del mercado. La evidencia, en todo caso, poco satisfactoria es interpretada sistemáticamente como una prueba refutadora del modelo de equilibrio entretenido y no, como podría esperarse también, para sostener la ineficiencia del mercado de capitales. Para bien o para mal, se asume la eficiencia del mercado o hipótesis de expectativas racionales como *principio de partida* en la investigación de la validez de los modelos de equilibrio para la determinación de precios en el mercado de capitales.

Los trabajos de Samuelson (1965) y Fama (1970), modelos de dos parámetros (CAPM), modelos multiparamétricos (APT) y hasta las aproximaciones modernas de contrastes de volatilidad, iniciadas por Shiller (op. cit.), exigirían acomodar el hecho del carácter cambiante y estocástico de los modelos de predicción de rentabilidades y volatilidades utilizados. En esta sección abordamos la estimación paramétrica adaptativa, calculando en forma recursiva los coeficientes beta, así como las correspondientes volatilidades locales.

Algunos trabajos recientes muestran que la volatilidad es un *proxy* adecuado a diversas variables macroeconómicas. En esta línea, calculamos posibles volatilidades *percibidas* y utilizamos contrastes a la Granger para apreciar la existencia de intercambio entre rentabilidades y riesgo, esencia de todo modelo normativo de cartera.

##### 4.1. Estabilidad paramétrica en modelos a la Sharpe

Hemos utilizado un algoritmo adaptativo de previsión (Del Olmo 1990), basado en el error de predicción, para obtener una estimación de los parámetros del modelo  $R_i = \alpha_i + \beta_i R_M$ ; donde la cartera de mercado,  $R_M$ , se ha obtenido como media aritmética de las rentabilidades de todos los activos de los que tenemos información. Los resultados ponen claramente de manifiesto la inestabilidad de las betas obtenidas, sea cual sea el valor del factor de olvido<sup>4</sup>,  $\lambda$ , incluso para un  $\lambda = 1$  donde recuerda todos los datos y se comporta como una regresión ordinaria.

<sup>4</sup> La elección del perfil de olvido es conceptualmente simple: se elige de manera que el criterio contenga esencialmente todos los datos que son relevantes para las propiedades del sistema. El factor de olvido se elige algo inferior a uno, de modo que los datos que están más lejos de  $T_0 = 1/(1-\lambda)$  muestras se incluyan en el criterio con un peso que es aproximadamente el 36% del de los datos más recientes.  $T_0 = 1/(1-\lambda)$  recibe el nombre de consonante de memoria temporal del criterio. Puesto que el intervalo de muestreo refleja las constantes de tiempo de los sistemas dinámicos, se podrá elegir  $\lambda$  de manera que  $1/(1-\lambda)$  muestre la relación entre las constantes temporales de variación de su dinámica y las de la propia dinámica del sistema. Los valores típicos del factor de olvido se encuentran comprendidos dentro del intervalo 0.98-0.95.

Vemos además una gran inestabilidad paramétrica conforme aumenta el espacio muestral. Las figuras 1 y 2 recogen las variaciones de las betas obtenidas con el algoritmo recursivo para distintos valores de factor de olvido. También en dichas figuras se aprecia como el algoritmo capta perfectamente el crack de la bolsa de noviembre de 1987, como puede verse alrededor del valor 150. La inestabilidad de beta se manifiesta en todos los casos, mostrando lo erróneo que puede resultar trabajar con rentabilidades —riesgos obtenidos por regresión ordinaria.

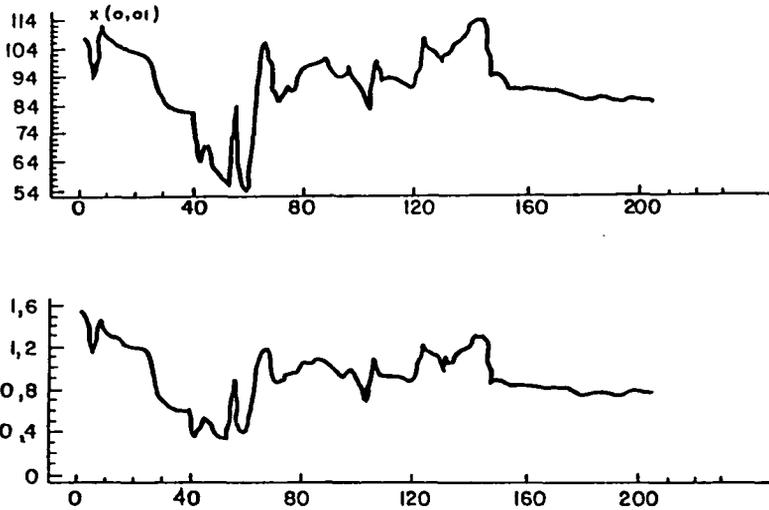


Figura 1: Betas obtenidas para el activo Banco Hispano-Americano con  $\lambda = 0.98$  y  $\lambda = 0.95$ .

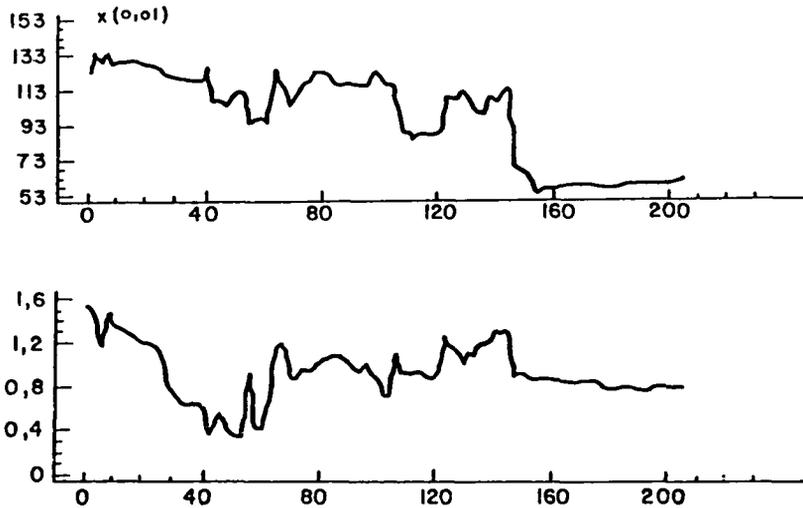


Figura 2: Betas obtenidas para el activo Iberduero con  $\lambda = 0.98$  y  $\lambda = 0.95$ .

Naturalmente la inestabilidad de las betas tienen fuertes implicaciones para la contrastabilidad de los modelos de valoración de activos CAPM y APT, tal como es la opinión generalizada, y en particular de Ross y del propio Bergés, incluso bajo la hipótesis de eficiencia de mercado y cuestiona los resultados obtenidos en las secciones anteriores.

#### 4.2 Intercambio rentabilidad-riesgo «percibido»

La influencia de la volatilidad *percibida* sobre la rentabilidad es el núcleo de los modelos de cartera. Más aún, algunos trabajos recientes indican que los riesgos *percibidos* son, así mismo, un resumen informativo de las variaciones del entorno del negocio, tal como se manifiesta, entre otras, en las variables: tasa de inflación y tasa de inflación no anticipada, tipos de interés, variaciones en la tasa de producción industrial, etc. En definitiva, el riesgo *percibido* podría considerarse en sí mismo como un índice sintético para la estimación de las rentabilidades.

Summers (1981), utilizando una previsión *rolling ARIMA*, generó una serie de inflación esperada  $\pi^e(t)$  y, empleando datos trimestrales de 1958 a 1978, relacionó el índice NYSE con el cambio de la tasa esperada de inflación ( $\Delta\pi^e$ ), obteniendo coeficientes significativos. Pindyck (op. cit.), por otra parte, utilizando datos mensuales, construye una serie de promedios anuales de previsión mediante un ARIMA deslizante. Cuando incluye la tasa de cambio en la volatilidad de las rentabilidades de los activos ( $\Delta\sigma^2$ ) además de la tasa de inflación esperada, ésta deja de ser significativa en la explicación de la rentabilidad esperada. Efectivamente, el cambio en la volatilidad *percibida* es así un *proxy* de las tasas de cambio en el entorno macroeconómico de la empresa.

Por esta razón, intentamos relacionar directamente eficiencia y racionalidad en el mercado de valores mediante el empleo de las conocidas pruebas de causalidad<sup>5</sup> aplicadas a diversas series de riesgo local y rentabilidades de los activos.

Hemos trabajado, en primer lugar, con índices sectoriales, obtenidos por medias aritméticas de las rentabilidades de los activos que forman parte de cada sector. La regresión deslizante se ha efectuado con un factor de olvido de 0.95, considerando dos ventanas de 4 y 52 semanas, respectivamente, para el cálculo de las variaciones de predicción.

En segundo lugar, hemos considerado los activos de forma individual repitiendo el ejercicio, utilizando para ello un factor de olvido igual a 0.98 y unas ventanas de 4 y 52 semanas, respectivamente. Las fig. 5 y 6 representan los resultados para algunos de dichos activos. La conclusión es análoga a la obtenida al emplear los índices sectoriales semanales; existe una disparidad aparente; hay activos que verifican la existencia de la relación rentabilidad-riesgo, mientras que para otros activos esta relación no se presenta.

A priori, no podemos avanzar una explicación concluyente del origen de esta disparidad respecto a los resultados obtenidos al considerar datos mensuales. Aparte de problemas de fiabilidad de los datos, podríamos avanzar la hipótesis de que el riesgo *percibido* por los agentes económicos es, en todo caso, a largo plazo (varios meses a un año).

<sup>5</sup> Ver Hernández (1981) para la relación causalidad, eficiencia y racionalidad.

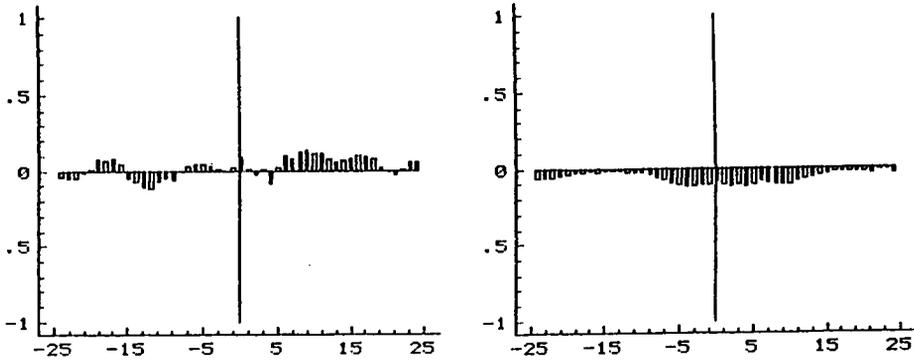


Figura 3: Relación de causalidad de la rentabilidad del sector Banca con su variancia de previsión para  $\lambda = 0.95$  y ventanas iguales a 4 y 52 semanas.

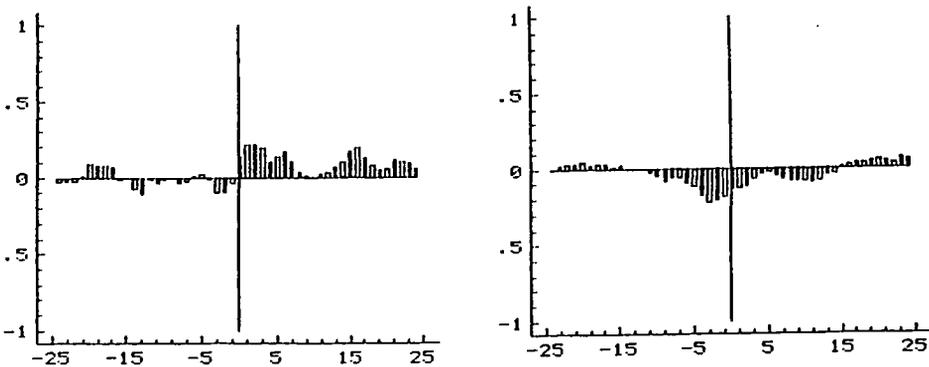


Figura 4: Relación de causalidad de la rentabilidad del sector Inversión con su variancia de previsión para  $\lambda = 0.95$  y ventanas iguales a 4 y 52 semanas.

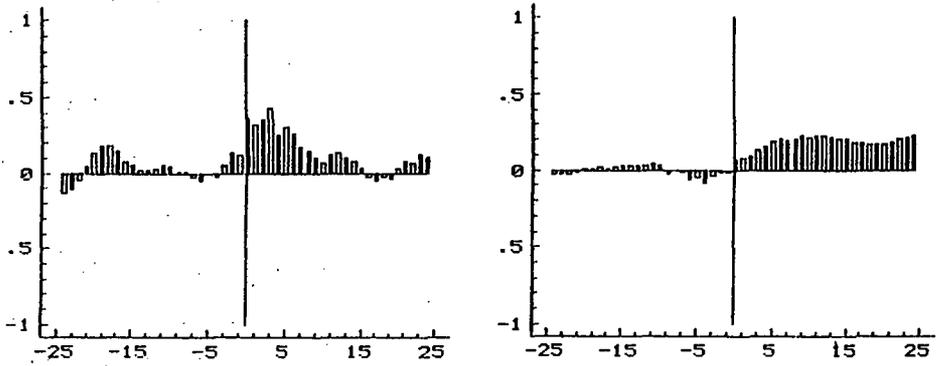


Figura 5: Relación de causalidad de la rentabilidad del B. Bilbao con su variancia de previsión para  $\lambda = 0.98$  y ventanas iguales a 4 y 52 semanas.

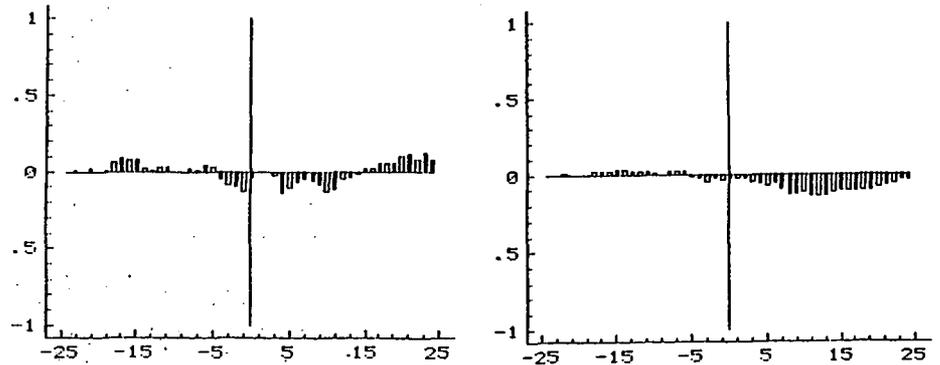


Figura 6: Relación de causalidad de la rentabilidad de Fibansa con su variancia de previsión para  $\lambda = 0.98$  y ventanas iguales a 4 y 52 semanas.

## 5. Conclusiones

Los modelos de equilibrio que explican la eficiencia del mercado contrastan simultáneamente la validez del modelo y la hipótesis auxiliar de racionalidad de los agentes. Consideramos criticable tal aproximación; pero aún así, hemos procedido a los contrastes de los modelos de equilibrio CAPM y APT en un escenario alternativo al utilizado por otros autores para la bolsa española, en concreto para datos semanales. Los resultados parecen confirmar los obtenidos por Bergés (op. cit.): rechazo del CAPM y aceptación parcial del APT.

Un supuesto relevante de las pruebas anteriores es la estabilidad de los coeficientes beta y, en todo caso, de las variancias implícitas en todo modelo rentabilidad-riesgo. El contraste de la estabilidad paramétrica de las betas, con datos semanales, confirma la inestabilidad señalada por Bergés para datos mensuales.

Por estas razones, hemos introducido el concepto de predictor adaptativo como una generalización de las regresiones deslizantes utilizadas por diversos autores en modelos de rentabilidad-riesgo. La relevancia de modelar las expectativas de precios con mecanismos de aprendizaje adaptativos por error de previsión tiene un doble origen. Por una parte, porque cuando los agentes maximizan funciones aproximadas por formas cuadráticas con restricciones lineales dinámicas, la realimentación resultante es siempre una función lineal del error de predicción y, frecuentemente, más sencilla que la ecuación de la planta misma. Por otra parte, porque la previsión óptima mínimo-cuadrática para modelos lineales es, ella misma, lineal y, normalmente, también más simple que el propio modelo. Esto explica el fenómeno generalizado de cointegración cuando se trata de variables macroeconómicas.

En muchos casos, por ello, cuando las variables covarían o se produce casi cointegración, los modelos de formación de expectativas a la Muth y los EWMA son suficientes para el modelado econométrico con hipótesis auxiliares de formación de expectativas.

Nuestro predictor adaptativo nos ha permitido estimar parámetros cambiantes en el tiempo y, en concreto, los coeficientes beta de modelos a la Sharpe. Lo que es más interesante, es posible ensayar distintas hipótesis sobre la volatilidad *percibida* mediante factores alternativos de olvido. Estas estimaciones de la variancia son mucho más realistas que las inerciales correspondientes al mejor modelo promedio.

Hemos ilustrado finalmente, como podrían utilizarse las series de rentabilidad y riesgo adaptativo para contrastar directamente el posible intercambio rentabilidad-riesgo, implícito en las decisiones de los inversores, en cualquier modelo financiero con resultados dispares. La afirmación de Roll (1988) es aquí particularmente apropiada: *La inmadurez de una ciencia se evidencia por la falta de contenido predictivo sobre alguno de sus fenómenos más interesantes, particularmente cambios de los precios de los activos. Los movimientos generales de los precios de los activos son notoriamente impredecibles y los expertos en finanzas han desarrollado, incluso, una teoría coherente (teoría de los mercados eficientes) para explicar por qué los precios deben ser impredecibles.*

Es nuestra opinión que parte de los resultados confusos, dispares e incluso contradictorios, obtenidos en el estudio empírico de los mercados de capitales, se debe a la insuficiencia de los métodos estadísticos utilizados. Creemos que será muy difícil caracterizar la estructura interna y la dependencia externa de la variación de precios de los activos, así como modelar el riesgo percibido. Sin duda, los mercados financieros son la *arena* más provocativa del método de investigación econométrica.

## 6. Bibliografía

- Azofra, V. (1987): *La Estructura de Capital de la Empresa: Factores Explicativos*. Univ. de Valladolid. Secretariado de Publicaciones. Valladolid
- Berges, A (1984): *El Mercado Español de Capitales en un Contexto Internacional*. Ministerio de Economía y Hacienda. Secretaría de Estado de Comercio. Madrid.
- Fama, E.F. (1970): «Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work». *Journal of Finance* 25: 383-423.
- (1977): *Foundations of Finance*. Basil Blackwell. Oxford.
- Hernández, C. and F. Hernández (1981): «Causality and the Independence Phenomenon: The Case of the Demand for Money». *Journal of Econometrics* 15: 247-263.
- Leroy, S.F. and R.D. Porter (1981): «The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds». *Econometrica* 49:555-574.
- Navas, J.E. (1981): «Una Aplicación del Enfoque Box-Jenkins al Problema de la Selección de Carteras». *C.U.P.E.* 7: 45-62.
- Olmo, R. del (1990): Tesis Doctoral. Universidad de Valladolid.
- Palacios, J.A. (1977): «The Stock Market in Spain». In E. Grubel (ed.) *International Capital Markets*. North-Holland. Amsterdam.
- Pindick, R.S. (1984): «Risk, inflation, and the Stock Market». *American Economic Review* 74: 335-351.
- Roll, R. (1988). R<sup>2</sup>. *Journal of Finance* 45: 541-566
- Roll, R. and S.A. Ross (1980): «An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory». *Journal of Finance* 35(5): 1073-1103.
- Rubio, G. (1988): «Further International Evidence on Asset Pricing». *Journal of Banking and Finance* 12: 221-242.
- Samuelson, P.A. (1965): *Foundations of Economic Analysis*. New York: Atheneum.
- Shiller, R.J. (1981). «The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency». *Journal of Finance* 36: 291-304.
- Summers, L.H. (1981): «Inflation, the Stock Market, and Owner-Occupied Housing». *American Economic Review Proceedings* 71: 429-434.