



Ciencia Ergo Sum

ISSN: 1405-0269

ciencia.ergosum@yahoo.com.mx

Universidad Autónoma del Estado de México
México

Iglesias Antelo, Susana; Lévy Mangin, Jean-Pierre
Un modelo multifactorial con variables macroeconómicas en el mercado de capitales español: un
análisis de estructuras de covarianzas
Ciencia Ergo Sum, vol. 9, núm. 2, julio, 2002
Universidad Autónoma del Estado de México
Toluca, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10402402>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Un modelo multifactorial con variables macroeconómicas en el mercado de capitales español: un análisis de estructuras de covarianzas¹

Susana Iglesias Antelo* y Jean-Pierre Lévy Mangin**

Recepción: abril 25 de 2002
Aceptación: mayo 15 de 2002

* Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Campus de A Zapateira, Universidad de A Coruña. Código postal: 15071. A Coruña, España.
Teléfono: (34) 981-167000 ext. 2557
Fax: (34) 981 167070
Correo electrónico: aladio@udc.es
** Université du Québec à Hull. Pavillon Lucien-Brault 101, rue Saint-Jean-Bosco. Case postale 1250, succursale B. Hull (Québec) J8X 3X7, Canada.
Teléfono: (1) 819-595-3900, poste 1-1826
Fax: (1) 819-773-1747
Correo electrónico: jean-pierre_levy-mangin@uqah.uquebec.ca

Resumen. Se analiza la relación entre las rentabilidades de las acciones y un conjunto de variables macroeconómicas en el mercado de capitales español a partir del análisis de estructuras de covarianzas. De la prueba realizada con una muestra de 70 títulos se obtiene que la rentabilidad del mercado –representado por un índice– es la única variable explicativa de la variación conjunta de las rentabilidades de las acciones. El resto de variables macroeconómicas probadas (la producción industrial, las relacionadas con el sector exterior, el riesgo de crédito y las que definen la estructura temporal de los tipos de interés) no parecen tener poder explicativo alguno.

Palabras clave: finanzas, teoría del mercado de capitales, relación rentabilidad-riesgo, modelos multifactoriales, análisis multivariante, análisis de estructuras de covarianzas.

A Multifactor Model with Macroeconomic Variables in the Spanish Stockmarket: A Structural Variance Analysis

Abstract: In this research the relationship between stockholder return and macroeconomic variables in the Spanish stockmarket will be analysed using structural equation modeling methodology. A test with many independent variables (Industrial Production, Credit Risk, and other variables defining interest rates, etc.) will be carried out, enlightening those which have a significant relationship on Market Return.

Key words: finance, capital market theory, risk-return relationship, multifactor models, multivariate data analysis, analysis of covariance structures.

Introducción

Conocer cuáles son las fuentes de riesgo, o lo que es lo mismo, el origen de los cambios experimentados por los precios y las rentabilidades de los activos financieros ha sido desde siempre objeto de preocupación por parte de todos los concurrentes a los mercados de capitales. Sin duda, los modelos factoriales son fruto de tal preocupación. Estos modelos buscan interpretar el comportamiento de precios y rentabilidades, en un intento por identificar aquellos

factores que afectan sistemáticamente a la mayoría de los activos financieros negociados.

El primer modelo factorial desarrollado ha sido el de Sharpe (1963), o modelo de factor único, el cual establece que la rentabilidad del mercado en el que se negocian los activos es la única variable explicativa de su rentabilidad. Sin embargo,

1. Este estudio presenta una parte de los resultados obtenidos en una investigación realizada con financiamiento concedido por la Xunta de Galicia y la Universidad de A Coruña (España).

son muchos los que opinan que este modelo entraña una simplificación excesiva de una realidad extremadamente compleja, y defienden que son varios los factores que explican tales rentabilidades, siendo o no la del mercado uno de ellos; en definitiva, apuestan por modelos multifactoriales.

Una buena parte de la evidencia empírica de la última década parece apoyar la validez de los modelos multifactoriales antes que la del modelo de factor único. Las variables que resultan estadísticamente significativas en algunos tests, y que podrían ser, por tanto, buenas candidatas a factores comunes explicativos de la rentabilidad de los activos son básicamente de dos tipos: a) de carácter contable, conocidas como variables fundamentales (la razón valor en libros/valor de mercado –razón B/M–, el tamaño, los dividendos, el PER), y b) de carácter macroeconómico (la inflación, los tipos de interés, el precio del petróleo, la producción industrial). El éxito alcanzado en la contrastación por las variables del primer grupo puede verificarse, por ejemplo, en Chan *et al.* (1991), Fama y French (1993 y 1996), Daniel y Titman (1997), Chan *et al.* (1998) y Lewellen (1999), con datos de mercados internacionales; y en Rubio (1988), Marhuenda (1997) y Menéndez (2000), con datos del mercado español. En cuanto a las variables macroeconómicas, también han demostrado poder explicativo trabajos, en la línea seminal de Chen *et al.* (1986), como son Asprem (1989), Ferson y Harvey (1991, 1997), Chen y Jordan (1993), Cheng (1995), Schmitz (1996), Chan *et al.* (1998), Sanches (1999), Nasseh y Strauss (2000) y Merville *et al.* (2001), realizados con datos de mercados de diversos países; y González *et al.* (1991), Esteban (1997), André *et al.* (1998) y Cuñado y Pérez de Gracia (1999), enfocados al mercado de capitales español. Al respecto de las pruebas relacionadas con variables macroeconómicas, se destaca que aunque en alguna se encuentra que la influencia de las variables probadas es insignificante o dependiente del periodo de tiempo elegido, un reducido número de ellas, como son la producción industrial, los cambios de dirección en la curva de tipos de interés y el riesgo de crédito resultan ser relevantes en la mayoría de los contrastes realizados.

En este trabajo se ha seguido esta segunda línea de investigación, centrando el estudio en la posible relación entre rentabilidades de los activos financieros y variables macroeconómicas en el marco del mercado de capitales español. En concreto, se lleva a cabo una prueba con una

El interés por estudiar la relación rentabilidad-riesgo trasciende su vertiente estrictamente financiera, extendiéndose a la técnica de contrastación empleada.

serie de variables seleccionadas de entre las que racionalmente podrían ejercer influencia en los rendimientos de los activos y las que mayor poder explicativo han demostrado en pruebas anteriores. Estas variables son los índices representativos de los mercados de capitales español y estadounidense, el índice de producción industrial, las exportaciones e importaciones, los tipos de interés a largo y corto plazo en España, Alemania y Estados Unidos, y el riesgo de crédito. Como se constatará,

de todas estas variables sólo resultan verdaderamente explicativos de la rentabilidad de los activos españoles los índices de los mercados de capitales.

Con todo, el interés por estudiar la relación rentabilidad-riesgo trasciende su vertiente estrictamente financiera, extendiéndose a la técnica de contrastación empleada. De hecho, su originalidad radica en el empleo por primera vez de la modelización mediante estructuras de covarianzas, técnica susceptible de ser aplicada en este apartado financiero concreto por cuanto permite analizar un conjunto complejo de relaciones lineales simultáneas entre múltiples variables, observables y no observables.

El artículo se estructura como sigue: en el apartado 1 se ofrece una breve explicación de la forma teórica de un modelo multifactorial; en el 2 se define la técnica de análisis de estructuras de covarianzas y se señala el objetivo de su aplicación; en el 3 se expone la prueba realizada y los resultados alcanzados; finalmente se plantean las conclusiones.

1. Los modelos multifactoriales

Un modelo multifactorial puede ser expresado de forma genérica como:

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + \varepsilon_i$$

donde:

R_i = rentabilidad del activo con riesgo i

a_i = parte de la rentabilidad del activo que no depende de las variables explicativas

F_j = factor j

b_{ij} = medida de la sensibilidad de la rentabilidad del activo i ante variaciones en F_j

ε_i = perturbación aleatoria que representa la parte de la rentabilidad que viene explicada por elementos que afectan

a este activo en concreto, pero no a la totalidad de los activos del mercado
 k = número de factores.

Algunas hipótesis implícitas en un modelo de regresión así planteado son que el valor esperado para la variable perturbación es cero y que ésta está incorrelacionada con los factores. Asimismo, se supone que, dados dos activos cualesquiera A y B, ϵ_A y ϵ_B están incorrelacionadas, ya que la variación conjunta que R_A y R_B puedan experimentar viene explicada exclusivamente por la particular relación que éstas guardan con los factores F_i .

En el modelo cuya contrastación se planteará aquí se considerará que los factores F_i pueden ser las variables macroeconómicas mencionadas en la introducción. Este extremo se verificará a través de una regresión múltiple con datos históricos –aunque realizada mediante la técnica de análisis de estructuras de covarianzas–, que proporcionará los valores estimados de los coeficientes b_{ij} . En aquellos casos en que resulten ser significativamente distintos de cero se interpretará que no se puede rechazar la hipótesis de que sus correspondientes factores realmente hayan ejercido influencia en la rentabilidad del activo i .

2. El análisis de estructuras de covarianzas²

El análisis de estructuras de covarianzas o modelo de ecuaciones estructurales es una técnica de análisis multivariante, extensión de la regresión múltiple y el análisis factorial, que ofrece la posibilidad de examinar un conjunto de relaciones de dependencia simultáneas entre múltiples variables, que pueden llegar a alcanzar un alto grado de complejidad.

El análisis de estructuras de covarianzas reúne una serie de interesantes características que lo distinguen de otras técnicas de análisis multivariante. Según Batista y Coenders (2000) son las siguientes:

- Permite el tratamiento de fenómenos complejos –inclusi- ve de grandes modelos y teorías enteras–, aportando una visión global de los mismos.
- Simplifica la cantidad de datos a manejar, ya que trabaja con variables latentes (también llamadas no observables o constructos) que resumen la información contenida en otras variables (conocidas como variables observables o indicadores).
- Mejora la estimación estadística, al introducir el error de medida en la especificación del modelo.
- Favorece la flexibilidad en la modelización: el investiga- dor propone un modelo que posteriormente podrá modifi- car para lograr un mejor ajuste de los datos.

Todo modelo de ecuaciones estructurales consta de dos sistemas de ecuaciones: el modelo de medida y el modelo estructural. A continuación se expondrán brevemente ambos modelos utilizando la notación típica de LISREL© (Jöreskog, 1970), modelo-programa cuya aparición marca el nacimiento de la modelización estructural.

2.1. El modelo de medida o factorial

El modelo de medida incluye las relaciones entre variables observables y latentes; esto es, especifica qué indicadores definen a cada constructo. Además, “evalúa la fiabilidad de cada constructo para la estimación de las relaciones causales. El modelo de medida es similar en forma al análisis factorial” (Hair *et al.*, 1999: 781).

Matricialmente puede ser expuesto en dos ecuaciones que especifican las relaciones entre variables latentes endógenas (dependientes o explicadas) o exógenas (independientes o explicativas) y variables observables. En el caso de las variables latentes endógenas la ecuación se presentará como

$$Y = \Lambda y \eta + \epsilon$$

donde Y es un vector de px1 medidas observables de la variable dependiente Y, Λy es una matriz pxm de coeficientes de regresión de las variables latentes η , y ϵ representa un vector px1 de errores de medida³ con respecto a Y.

$$Y = \Lambda y \eta + \epsilon$$

$$\begin{matrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_p \end{bmatrix} & = & \begin{bmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix} & + & \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \epsilon_p \end{bmatrix} \\ px1 & & pxm & mx1 & & px1 \end{matrix}$$

De manera similar, para las variables latentes exógenas,

$$X = \Lambda x \xi + \delta$$

2. Para un conocimiento más profundo del análisis de estructuras de covarianzas se remite al lector a algún manual de análisis multivariante, como Hair *et al.* (1999), o a otros específicos sobre el tema, como Lévy (1999).
3. Los errores de medida representan la parte de las variables latentes no descrita adecuadamente por las observables.

donde X es un vector de qx1 medidas observables de las variables independientes X, Λx representa una matriz qxn de coeficientes de regresión de X con respecto a las variables latentes ξ , y δ es un vector qx1 de errores de medida de X.

$$X = \Lambda x \xi + \delta$$

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ x_q \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \delta_n \end{bmatrix}$$

qx1 qxn nx1 qx1

2.2. El modelo estructural

Este modelo expresa las relaciones de dependencia entre las variables latentes y es similar en forma a la regresión múltiple. Su ajuste indicará cuáles de las relaciones teóricas probadas son significativas y cuáles no.

Nuevamente en forma matricial el modelo estructural se presentaría así:

$$\eta = \beta \eta + \Gamma \xi + \zeta$$

$$\begin{bmatrix} \eta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & 0 & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & 0 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & 0 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \zeta_m \end{bmatrix}$$

mx1 mxm mx1 mxn nx1 mx1

donde η es un vector de mx1 variables latentes endógenas; ξ , un vector de nx1 variables latentes exógenas; β , una matriz de mxm coeficientes de regresión o efectos que unas variables endógenas ejercen sobre otras; Γ , una matriz mxn de coeficientes de regresión o efectos de las variables exógenas sobre las endógenas, y ζ , un vector de mx1 errores de predicción de las ecuaciones del modelo. Se asume que la matriz β es no singular y que las matrices ξ y ζ no están correlacionadas entre sí.

La resolución de las ecuaciones planteadas en los modelos de medida y estructural se lleva a cabo tomando como materia prima o datos de entrada las covarianzas –de ahí el nombre de

Tabla 1. Modelo general de estructuras de covarianzas.

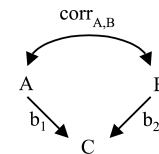
Matriz	Dimensiones	Covarianzas	Dimensiones	Descripción
η	mx1	$cov(\eta) = E(\eta\eta')$	mxm	variables latentes endógenas
ξ	nx1	$\Phi = E(\xi\xi')$	nxn	variables latentes exógenas
ζ	mx1	$\Psi = E(\zeta\zeta')$	mxm	errores de las ecuaciones
β	mxm			efectos directos de η sobre η
* β^*	mxm			efectos indirectos de η sobre η
Γ	mxn			efectos directos de ξ sobre η
X	qx1	$\Sigma_{xx} = E(XX')$	qxq	variables exógenas observables
Λx	qxn			cargas factoriales de X sobre ξ
δ	qx1	$\Theta\delta = E(\delta\delta')$	qxq	factores únicos o errores de X
Y	px1	$\Sigma_{yy} = E(YY')$	pxp	variables endógenas observables
Λy	pxn			cargas factoriales de Y sobre η
ϵ	px1	$\Theta\epsilon = E(\epsilon\epsilon')$	pxp	factores únicos o errores de Y

la técnica– o las correlaciones que presentan entre sí las variables manejadas.

A modo de ejemplo, supóngase un modelo muy simple definido por una única relación causal entre las variables A y B y la variable C. Dicha relación se expresaría:

$$C = b_1A + b_2B.$$

Gráficamente,



donde $corr_{A,B}$ representa la correlación simple entre A y B, que se obtiene de forma directa. Dicha correlación es un dato conocido como también lo son las existentes entre los pares de variables A, C y B, C. Sin embargo, la correlación entre A y C podría expresarse como combinación del efecto directo (b_1) y el indirecto ($corr_{A,B} \cdot b_2$) de una en otra. Haciendo lo mismo para el par B, C se podrían plantear las dos ecuaciones siguientes:

$$corr_{A,C} = b_1 + corr_{A,B} \cdot b_2$$

$$corr_{B,C} = b_2 + corr_{A,B} \cdot b_1.$$

Sustituyendo las correlaciones por sus valores, se obtienen las estimaciones buscadas para b_1 y b_2 .

El modo de proceder en este ejemplo sencillo es generalizable a cualquier sistema de relaciones simultáneas por complejo que sea. Y, como se apuntaba antes, también se puede plantear empleando como datos de partida las covarianzas.

A modo de resumen, la tabla 1 recoge todas las variables y coeficientes integrantes de los modelos de medida y estructural que han sido definidos, así como las matrices de varianzas y covarianzas de todas las variables, observables y latentes.

Si trasladamos estos conceptos al caso concreto del modelo multifactorial que aquí se propone, se trabajará con dos conjuntos de variables observables, las macroeconómicas y las de rentabilidad de los activos. Ambos grupos de variables, para efectos de simplificación y por la presencia de multicolinealidad entre ellas, serán susceptibles de ser agrupadas en constructos o variables latentes. Esto constituirá el modelo de medida. La relación causal que se cree debería existir entre variables macroeconómicas y rentabilidades de los activos, representadas ahora por sus correspondientes constructos, conformará el modelo estructural. En el siguiente apartado se describen con detalle.

3. El estudio empírico

3.1. Datos empleados

Para llevar a cabo el estudio se contó con las rentabilidades mensuales compuestas continuamente de 70 títulos negociados en el mercado continuo español, seleccionados de entre los de mayor frecuencia y volumen de negociación. Asimismo, todos los sectores de actividad tienen presencia en la muestra. Por todo ello se considera que ésta es suficientemente representativa de dicho mercado. La tabla 2 contiene la relación de títulos utilizados agrupados por sectores.

Al mismo tiempo, para realizar los cálculos (en su mayoría regresiones y covarianzas) era preciso que las series temporales estuvieran completas; razón por la cual también se tuvo en cuenta a la hora de hacer la selección de los títulos que éstos hubiesen cotizado sin grandes interrupciones durante el periodo muestral: el comprendido entre 1993 y 1999.⁴ A propósito de este periodo, cabe señalar que se optó por un horizonte temporal de siete años porque contiene, aproximadamente, un ciclo completo de bolsa, englobando una época de mercados bajistas (años 1993 y 1994) y otra, considerablemente mayor, de mercados alcistas (cinco años restantes).

Con todo, no resultaba aconsejable trabajar con títulos individuales. Así, y con el fin de evitar, por un lado, posibles relaciones sectoriales entre ellos, y por otro, un número de variables excesivo y difícil de manejar, se agruparon los títulos de siete en siete,⁵ construyendo diez carteras. Existen diversos métodos de construcción de carteras que se han

Tabla 2. Títulos de la muestra agrupados por sectores.

Alimentación		
El Águila	Campofrío	Ebro Puleva
Altadis	Koipe	Viscofán
Banca		
Banco Atlántico	Banco de Castilla	Banco Popular
Banesto	Banco de Crédito Balear	Banco de Valencia
Bankinter	Banco de Galicia	Banco Zaragozano
BBVA	Banco Guipuzcoano	BSCH
Banco de Andalucía	Banco Pastor	Corporación Mapfre
Comunicación		
Acesa	Europistas	
Aumar	Telefónica	
Construcción		
Acciona	Dragados	Portland Valderrivas
Agromán*	FCC	Uniland Cementera
Cristalería	Uralita	
Eléctricas		
Aguas de Barcelona	Gas Natural	Hidrocarbónico
Endesa	Iberdrola	Unión Fenosa
Inversión		
Alba		
General Inversión		
Metal-Mecánica		
Acerinox	Asturiana del zinc	Tudor
Duro Felguera	Azkoyen	Zardoya Otis
Española de zinc	Nicolás Correa	
CAF	Tubacex	
Nuevas Tecnologías		
Amper		
Picking Pack		
Radiotróica**		
Petróleo y Químicos		
Cepsa	Repsol	Tafisa
Ence	Sniace	Unipapel
Ercros		
Otros		
Algodonera	Metrovacesa	Sotogrande
Filo	NH Hoteles	Urbis
Inmobiliaria Bami	Prosegur	Vallehermoso
* Actualmente Ferrovial-Agromán		
** Actualmente Avanzit		

convertido en habituales en la contrastación empírica. Los activos se suelen agrupar según su tamaño (capitalización bursátil), su beta, la desviación típica de su rentabilidad o, incluso, el sector industrial al que pertenecen. El elegido en este caso fue el más clásico, en función de las betas, empleado por primera vez por Black *et al.* (1972) en su famoso trabajo de contrastación del CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), y se aplicó tal como se expone a continuación.

4. Esto puede haber introducido un cierto sesgo de supervivencia.
5. En Gómez-Bezares *et al.* (1994) se calcula en siete u ocho el número de títulos que debe contener una cartera para que se pueda considerar suficientemente diversificada.

Tabla 3. Variables macroeconómicas seleccionadas.

IBEX	Rentabilidad del IBEX35 (índice representativo del mercado de capitales español).
DOWJONES	Rentabilidad del índice Dow Jones (representativo del mercado de capitales estadounidense).
IPI	Índice de producción industrial.
EXPORT	Exportaciones.
IMPORT	Importaciones.
DPLP	Rentabilidad ofrecida por la deuda pública a largo plazo en el mercado secundario español.
IBCP	Interbancario a tres meses, que se toma como representativo de los tipos de interés a corto plazo en España.
DPLPUSA e IBCPUSA	Equivalentes a las variables DPLP e IBCP para el mercado estadounidense.
DPLPALEM e IBCPALEM	<i>idem</i> , para el mercado alemán*.
RC	Riesgo de crédito o riesgo corporativo, medido como diferencia entre la rentabilidad de obligaciones privadas negociadas en el mercado AIAF** y la ofrecida por la deuda pública a largo plazo.

* Ciertas magnitudes macroeconómicas del mercado alemán son referentes importantes para todos los países pertenecientes a la Unión Europea.
 ** Mercado oficial español de renta fija privada.

En primer lugar, con las rentabilidades de los tres años previos al periodo muestral (1990-1992) se calculan las betas de los títulos y se ordenan éstos de menor a mayor beta.⁶ Los siete títulos de menor beta conforman la cartera 1 (C1), los siete siguientes, la cartera 2 (C2), y así sucesivamente. Con los datos de rentabilidad de los títulos del primer año (1993) se obtienen las correspondientes series de rentabilidad del primer año de las carteras C1 a C10, equiponderando los títulos. Al principio del segundo año (1994) se recalculan las betas de los títulos con datos del trienio previo (1991-1993), se reordenan los títulos y se reconstruyen las carteras. Obtenidas las series de rentabilidad de éstas para el año 1994 –incluyendo nuevamente los títulos en las carteras en iguales proporciones– se repite el proceso hasta completar los siete años.

Por lo que se refiere a las variables macroeconómicas, se eligió un cierto número de ellas que, racionalmente, pudiesen resultar explicativas de las rentabilidades de los

6. La beta del título *i* se calcula según la fórmula $b_i = \text{cov}(R_i, R_M) / \text{var}(R_M)$, donde R_M es la rentabilidad del mercado en que se negocia el título *i*. Como aproximación para esta variable se utiliza la rentabilidad del IBEX35, índice representativo del mercado de capitales español.

activos en España. Los criterios que guiaron esta elección fueron básicamente dos: por un lado, las variables seleccionadas deberían ser capaces de afectar a las oportunidades de consumo e inversión de los inversores; por otro, y teniendo en cuenta que la inversión en activos con riesgo se lleva a cabo por la expectativa de obtención de una serie de *cash-flows* integrados principalmente por dividendos, se seleccionaron variables que pudiesen influir en los dividendos y en la tasa de descuento empleada en el cálculo del valor actual de la inversión. Además, se revisó la literatura relacionada con el tema con el fin de centrar la atención en variables que en estudios realizados previamente hubiesen mostrado tener un cierto poder explicativo. Como resultado de todas estas consideraciones fueron elegidas como potenciales factores de influencia en las rentabilidades de los activos las variables que figuran en la tabla 3.

Los datos originales de la variable IPI se obtuvieron de publicaciones del Instituto Nacional de Estadística, mientras que las restantes (excepto IBEX y DOW JONES) se extrajeron de diversos boletines del Banco de España. Al respecto también es relevante mencionar que fue precisamente el hecho de que los valores de estas variables sólo se publiquen con frecuencia mensual lo que determinó la elección de dicha frecuencia a la hora de recopilar los datos de rentabilidad de títulos e índices.

Salvo RC, que se obtiene como diferencia entre las rentabilidades mencionadas, las series mensuales definitivas (en genérico, variables z_t) se determinan según la fórmula:

$$z_t = \ln\left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right)$$

donde v_t representa el valor de la variable original de que se trate al final del mes *t*, y v_{t-1} , su valor al principio del mes *t*. De este modo se estará trabajando con tasas de variación mensual de las variables seleccionadas, homogéneas con las empleadas para medir la rentabilidad de los activos.

Asimismo, hay que señalar que las series IPI, EXPORT e IMPORT presentaban en principio una acusada estacionalidad, por lo que fueron sustituidas –antes de hacer los

cálculos mencionados en el párrafo anterior— por otras desestacionalizadas obtenidas con el programa SPSS® para Windows.

No se ha considerado adecuado presentar en este texto las series completas de valores de las variables utilizadas dado su volumen (22 series con 84 elementos cada una).⁷ Con el fin de compensar parcialmente esta omisión se ha incluido en el anexo la tabla 4 con las correlaciones existentes entre dichas variables, que, en definitiva, son los datos de partida con los que trabaja el análisis de ecuaciones estructurales, y los que se emplean en la contrastación del modelo propuesto.

3.2. El modelo multifactorial

Como se expuso en el apartado 2, un modelo de ecuaciones estructurales consta de dos sistemas de ecuaciones llamados modelo de medida y modelo estructural. El planteamiento de las relaciones de dependencia entre las variables puede hacerse de dos formas: analíticamente y en modo gráfico —más simple e intuitivo. Aquí se expondrán los modelos tanto en forma ecuacional como gráfica, y en este segundo caso, se recurrirá a la simbología propia del programa AMOS®⁸—anexo al paquete estadístico SPSS.

Como nota adicional de tipo metodológico, hay que precisar que todas las estimaciones que se llevarán a cabo para el ajuste del modelo se obtendrán por máxima verosimilitud.

3.2.1. El modelo de medida

Se aborda en primer lugar la modelización relacionada con las variables macroeconómicas, es decir, con las variables exógenas del modelo multifactorial propuesto.

En estudios precedentes⁹ se comprobó que suele existir multicolinealidad entre las variables económicas, lo que significa que, en cierta medida, cualquier efecto de una de ellas puede ser previsto o explicado por otras. Esto sustenta la creación de constructos —también llamados factores— que aglutinen la información aportada por varias variables interrelacionadas. Con base en la intuición económica y en los resultados obtenidos en un análisis factorial similar realizado en Iglesias (2000), se puede suponer la existencia de tres factores que agrupen a las variables macroeconómicas de la muestra: un primer factor (F1), representativo de los mercados de capitales, vendría definido por las variables IBEX y DOW JONES; un segundo factor (F2), relativo a la actividad económica o economía real, cuyos indicadores serían IPI, EXPORT e IMPORT; y un tercer factor (F3), relativo al sector financiero, en el que cargarían el resto de indicadores económicos considerados. El análisis de *validez convergente y discriminante*, llevado a cabo mediante análisis

factorial confirmatorio, indicará si esta formación de factores es correcta.

Adaptando la notación genérica empleada en el apartado 2 a este estudio particular, el modelo factorial a validar en formato ecuacional sería el siguiente:

$$\begin{aligned}
 \text{IBEX} &= \lambda_1 F_1 + D_1 \\
 \text{DOW JONES} &= \lambda_2 F_1 + D_2 \\
 \text{IMPORT} &= \lambda_3 F_2 + D_3 \\
 \text{EXPORT} &= \lambda_4 F_2 + D_4 \\
 \text{IPI} &= \lambda_5 F_2 + D_5 \\
 \text{DPLP} &= \lambda_6 F_3 + D_6 \\
 \text{IBCP} &= \lambda_7 F_3 + D_7 \\
 \text{DPLPUSA} &= \lambda_8 F_3 + D_8 \\
 \text{IBCPUSA} &= \lambda_9 F_3 + D_9 \\
 \text{DPLPALEM} &= \lambda_{10} F_3 + D_{10} \\
 \text{IBCPALEM} &= \lambda_{11} F_3 + D_{11} \\
 \text{RC} &= \lambda_{12} F_3 + D_{12}
 \end{aligned}$$

donde las D_i son los errores de medida.

La prueba de validez convergente indicó que las cargas factoriales de las variables IBCP e IBCPALEM en el factor F3 no eran significativas al 95%, por lo que se consideró pertinente eliminarlas del análisis. Sin ellas, los factores conformados demuestran poseer validez convergente —todas las cargas factoriales de las variables observables en los factores son significativas al 95%— y discriminante, ya que las correlaciones entre factores son bajas, lo que supone que cada uno de ellos es claramente distinto de los demás. Los resultados de la prueba de validez convergente en formato no estandarizado¹⁰ y expresados en modo ecuacional son los siguientes (los valores *t de student* se indican entre paréntesis):

7. Estos datos se facilitarán al lector interesado solicitándoselos a los autores.
8. El manejo en modo gráfico del AMOS facilita enormemente la programación. Ventaja importante de este programa en relación con otros alternativos como el LISREL® o el EQS®, que exigen programación en modo texto.
9. A título de ejemplo, véanse Cheng (1995) o Iglesias (2000).
10. En formato no estandarizado los valores de los estimadores se expresan en términos de la escala de cada factor. Por el contrario, los coeficientes estandarizados tienen igual varianza y un valor máximo de 1; así, cada factor o constructo se hace invariante a la escala y todos los factores resultan comparables.

$$\begin{aligned}
 \text{IBEX} &= 1.00F1 \text{ (sv)}^{11} \\
 \text{DOW JONES} &= 0.34F1 + D2 \\
 &\quad (6.39) \\
 \text{IMPORT} &= 1.00F2 \text{ (sv)} \\
 \text{EXPORT} &= 0.76F2 + D4 \\
 &\quad (12.9) \\
 \text{IPI} &= 0.24F2 + D5 \\
 &\quad (4.79) \\
 \text{DPLP} &= 1.00F3 + D6 \text{ (sv)} \\
 \text{DPLPUSA} &= 0.82F3 + D8 \\
 &\quad (6.70) \\
 \text{IBCPUSA} &= 0.57F3 + D9 \\
 &\quad (5.04) \\
 \text{DPLPALEM} &= 0.98F3 + D10 \\
 &\quad (9.40) \\
 \text{RC} &= -0.002F3 + D12 \\
 &\quad (-2.17)
 \end{aligned}$$

La figura 1 presenta estos resultados en formato estandarizado y modo gráfico.¹² También contiene las correlaciones entre factores, indicativas del grado de validez discriminante del modelo.

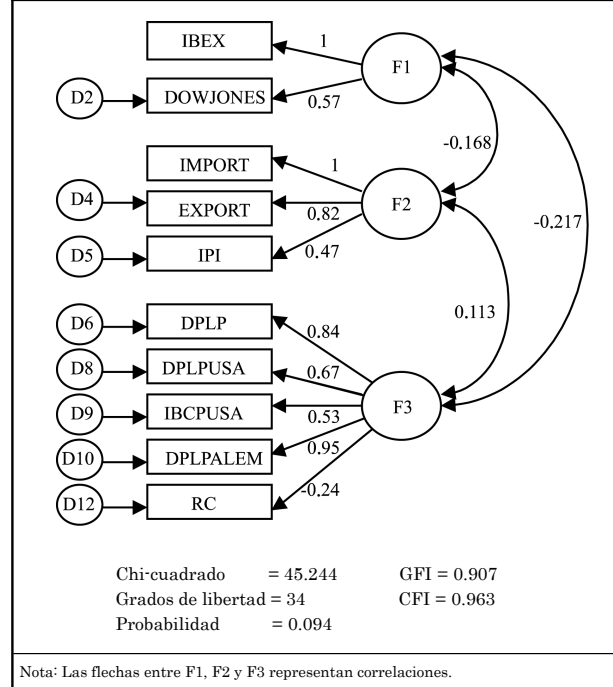
Como se puede apreciar en la figura 1, el estadístico *chi-cuadrado* tiene un nivel de significancia de 9.4%, mayor que el 5%, lo que representa un ajuste aceptable. Ésta es una medida de ajuste absoluto, que indica el grado en que el modelo predice la matriz de correlaciones o covarianzas observadas. Otro índice de bondad de ajuste absoluto es el GFI (*general fit index*), cuyo valor próximo a 1 apunta en la misma dirección que el anterior. Por otro lado, existen medidas de ajuste incremental del modelo comparado con un modelo nulo, definido éste como un modelo de único factor sin error de medida. En este sentido, el CFI (*comparative fit index*) resulta apropiado cuando el tamaño de la muestra no es muy grande, como es el caso. Su valor próximo a 1 también da idea de que el ajuste es bueno.

Hasta ahora sólo se ha hecho referencia a las variables explicativas o exógenas del modelo multifactorial. Como variables explicadas o endógenas se cuenta con las rentabilidades de las diez carteras construidas. Para evitar un número elevado de relaciones en el modelo estructural, que pudiesen complicarlo excesivamente, se optó por reducir el número de variables explicadas mediante análisis

11. En adelante sv = sin valor *t* de *student* por haber sido fijados a 1.00 los correspondientes coeficientes por razones de identificación del modelo.

12. En todas las figuras, las variables latentes y los errores de medida se representan en círculos, y las variables observables en rectángulos.

Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de las variables exógenas.



factorial confirmatorio. La suposición de un único factor implícito en ellas –al que se dio el nombre de CARTERAS– se vio confirmada por los resultados del análisis. Y si bien en un principio todas las variables (C1 a C10) resultan significativas a la hora de cargar en este factor, C8 y C9 no se amoldan al modelo al 95% ($1-\alpha=0.05$) como lo hacen las ocho restantes, las cuales, por sí solas, sirven para extraer el grueso de la información contenida en las rentabilidades del total de carteras.

Los resultados de este nuevo análisis factorial confirmatorio se muestran a continuación con datos no estandarizados y en forma de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 C1 &= 1.00 \text{ CARTERAS} + E1 \text{ (sv)} \\
 C2 &= 1.05 \text{ CARTERAS} + E2 \\
 &\quad (7.57) \\
 C3 &= 1.21 \text{ CARTERAS} + E3 \\
 &\quad (9.58) \\
 C4 &= 1.23 \text{ CARTERAS} + E4 \\
 &\quad (8.37) \\
 C5 &= 1.43 \text{ CARTERAS} + E5 \\
 &\quad (8.21) \\
 C6 &= 1.63 \text{ CARTERAS} + E6 \\
 &\quad (9.31) \\
 C7 &= 1.29 \text{ CARTERAS} + E7 \\
 &\quad (8.11) \\
 C10 &= 1.71 \text{ CARTERAS} + E10 \\
 &\quad (8.25)
 \end{aligned}$$

Las medidas de bondad del ajuste y los valores de los estimadores estandarizados se presentan en modo gráfico en la figura 2.

3.2.2. El modelo estructural

El modelo estructural especifica las relaciones entre las variables latentes o constructos. A través de ellas se pretende comprobar si, efectivamente, los tres factores subyacentes en las variables macroeconómicas explican las rentabilidades de los activos, o si por el contrario, sólo alguno o algunos de ellos son significativos; o, inclusive, si no lo es ninguno, lo que indicaría que otros, distintos de los considerados, son los factores de riesgo relevantes en el mercado de capitales español.

Analíticamente el modelo estructural se presentaría como:

$$\text{CARTERAS} = \Gamma_1 F_1 + \Gamma_2 F_2 + \Gamma_3 F_3 + Z_1$$

donde las Γ_i son los coeficientes de regresión y Z_1 el término de error.

3.2.3. El modelo teórico

Resulta de integrar los modelos de medida y estructural. Por tanto, a nivel ecuacional vendrá representado por las 19 ecuaciones siguientes:

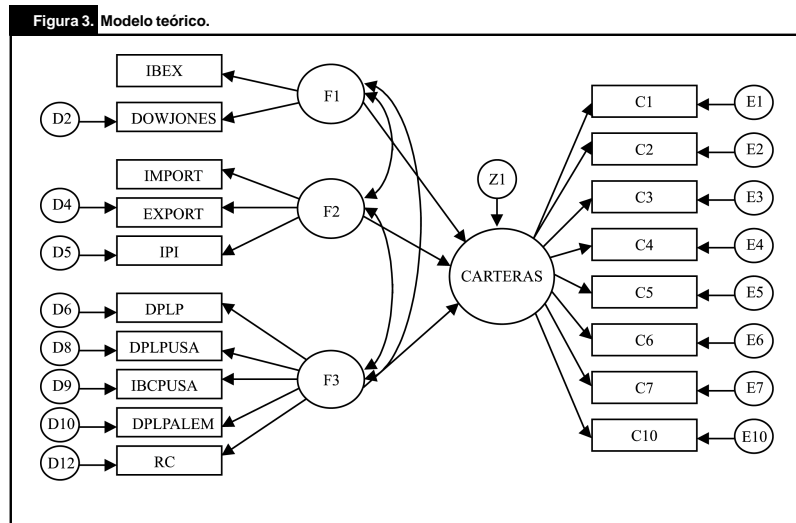
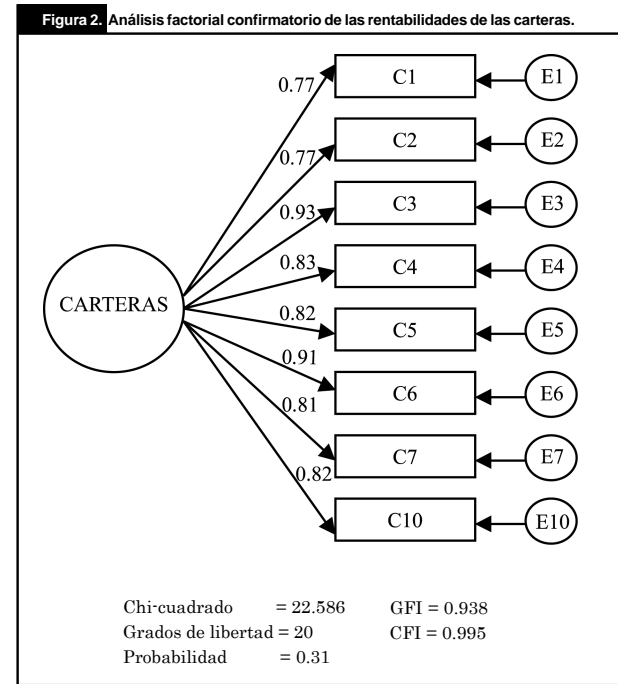
- IBEX = $\lambda_1 F_1$
- DOW JONES = $\lambda_2 F_1 + D_2$
- IMPORT = $\lambda_3 F_2$
- EXPORT = $\lambda_4 F_2 + D_4$
- IPI = $\lambda_5 F_2 + D_5$
- DPLP = $\lambda_6 F_3 + D_6$
- DPLPUSA = $\lambda_8 F_3 + D_8$
- IBCPUSA = $\lambda_9 F_3 + D_9$
- DPLPALEM = $\lambda_{10} F_3 + D_{10}$
- RC = $\lambda_{12} F_3 + D_{12}$

- C1 = $\lambda_{13} \text{CARTERAS} + E_1$
- C2 = $\lambda_{14} \text{CARTERAS} + E_2$
- C3 = $\lambda_{15} \text{CARTERAS} + E_3$
- C4 = $\lambda_{16} \text{CARTERAS} + E_4$
- C5 = $\lambda_{17} \text{CARTERAS} + E_5$
- C6 = $\lambda_{18} \text{CARTERAS} + E_6$
- C7 = $\lambda_{19} \text{CARTERAS} + E_7$
- C10 = $\lambda_{22} \text{CARTERAS} + E_{10}$

$$\text{CARTERAS} = \Gamma_1 F_1 + \Gamma_2 F_2 + \Gamma_3 F_3 + Z_1$$

La figura 3 lo recoge en modo gráfico.

Es importante señalar que el modelo teórico podría incluir como modelo de medida el originalmente propuesto –esto es, con las doce variables macroeconómicas, las rentabilidades de las diez carteras y las cuatro variables latentes–, sin necesidad de llevar a cabo previamente el análisis de validez convergente y discriminante. El ajuste de tal modelo teórico conduciría al mismo resultado que se obtendrá con el que aparece en la figura 3, y los valores finales que se determinarían para las cargas factoriales y las correlaciones entre F_1 , F_2 y F_3 darían prueba de las ya



analizadas validez convergente y discriminante de los indicadores y constructos del modelo de medida.

3.3. Resultados

Los resultados que se obtienen señalan que el modelo teórico propuesto debe ser rechazado. Esto a pesar de que todas las cargas factoriales (variables λ_j) ofrecen valores significativamente distintos de cero; como también lo hace Γ_1 en la ecuación del modelo estructural (Γ_2 y Γ_3 no son significativamente distintas de cero). Y es que en este paso aún no son relevantes los datos relativos al ajuste de los modelos de medida y estructural, sino que lo son las medidas de bondad de ajuste del modelo conjunto. En este sentido el estadístico *chi-cuadrado*, con un valor de 170.88 para 131 grados de libertad y con un nivel de significación estadística de 1.1% que no alcanza el mínimo del 5%, indica que el modelo debe ser reespecificado.

La reespecificación cabe hacerla a través de la eliminación de variables no relevantes o de la inclusión de otras no consideradas previamente, aunque aquí no se contempla esta segunda opción, ya que no se dispone de ninguna variable de reserva. Por lo tanto, únicamente se recurrirá a la reducción del número de variables, orientada por los *índices de modificación*, que ofrecen una aproximación de la reducción que experimentaría la *chi-cuadrado* al añadir nuevos parámetros. Estos datos los proporciona el programa AMOS al ajustar el modelo, pero no se han incluido aquí por razones de espacio.

En definitiva, como se podrá apreciar en las ecuaciones y en el gráfico correspondiente, que se mostrarán después, la única diferencia de diseño entre el modelo teórico y el reespecificado radica en F3: en el nuevo modelo ya no interviene la variable DLPUSA en su formación. Su desaparición podría haberse producido antes, en el paso dedicado a la construcción del modelo de medida. Al realizar el análisis confirmatorio relativo a las variables macroeconómicas, se consideró aceptable un grado de bondad de ajuste relativamente bajo (9.4% de probabilidad para la *chi-cuadrado*). De haber eliminado entonces la variable DLPUSA, se habría obtenido una *chi-cuadrado* de 14.75 con 26 grados de libertad y una probabilidad de 96.2% (elevadísima), un GFI de 0.967, y un CFI de 1 (valor que se asocia con un ajuste perfecto).

En definitiva, DLPUSA puede ser eliminada del modelo, pues presenta un nivel de correlación bastante elevado con otras variables de F3, como son DPLP, IBCPUSA y DPLPALEM.

En términos generales, el modelo reespecificado ofrece un ajuste aceptable. La *chi-cuadrado* toma un valor de 128.71

con 115 grados de libertad y una probabilidad de 18%, el GFI es de 0.863 y el CFI, 0.986. Estos resultados dan idea de la ausencia de errores de especificación serios, e impiden rechazar la hipótesis de que el modelo sea válido.

En forma de ecuación el modelo reespecificado ajustado, expresado mediante datos no estandarizados, quedaría como sigue:

$$\begin{aligned}
 \text{IBEX} &= 1.00 \text{ F1 (sv)} \\
 \text{DOWJONES} &= 0.34 \text{ F1} + \text{D2} \\
 &\quad (6.39) \\
 \text{IMPORT} &= 1.00 \text{ F2 (sv)} \\
 \text{EXPORT} &= 0.76 \text{ F2} + \text{D4} \\
 &\quad (12.9) \\
 \text{IPI} &= 0.24 \text{ F2} + \text{D5} \\
 &\quad (4.79) \\
 \text{DPLP} &= 1.00 \text{ F3} + \text{D6 (sv)} \\
 \text{IBCPUSA} &= 0.49 \text{ F3} + \text{D9} \\
 &\quad (4.63) \\
 \text{DPLPALEM} &= 0.80 \text{ F3} + \text{D10} \\
 &\quad (7.44) \\
 \text{RC} &= -0.002 \text{ F3} + \text{D12} \\
 &\quad (-2.14) \\
 \\ \\
 \text{C1} &= 1.00 \text{ CARTERAS} + \text{E1 (sv)} \\
 \text{C2} &= 1.03 \text{ CARTERAS} + \text{E2} \\
 &\quad (7.32) \\
 \text{C3} &= 1.23 \text{ CARTERAS} + \text{E3} \\
 &\quad (9.61) \\
 \text{C4} &= 1.25 \text{ CARTERAS} + \text{E4} \\
 &\quad (8.36) \\
 \text{C5} &= 1.45 \text{ CARTERAS} + \text{E5} \\
 &\quad (8.24) \\
 \text{C6} &= 1.66 \text{ CARTERAS} + \text{E6} \\
 &\quad (9.33) \\
 \text{C7} &= 1.28 \text{ CARTERAS} + \text{E7} \\
 &\quad (7.91) \\
 \text{C10} &= 1.71 \text{ CARTERAS} + \text{E10} \\
 &\quad (8.12)
 \end{aligned}$$

La figura 4 contiene el modelo reespecificado en formato gráfico y con datos estandarizados, así como los resultados de su ajuste.

Pero, en esencia, ¿qué dice el ajuste acerca de si las variables macroeconómicas explican o no las rentabilidades de los activos, que era lo que realmente interesaba conocer? Esta información se obtiene del modelo estructural. Revi-

sando los valores *t de student* de los pesos de regresión de F1, F2 y F3 sobre CARTERAS, se aprecia cómo, independientemente de la consistencia que los indicadores manejados puedan tener a la hora de explicar F2 y F3, las relaciones de estos dos constructos con CARTERAS no son significativas en absoluto. Sólo lo es la de F1 con CARTERAS, y ello gracias a IBEX, principalmente. De lo que aquí se desprende es que esta última variable es la única que, de entre las consideradas, realmente explica las rentabilidades de los activos.

Como se deduce fácilmente, estos resultados apoyan la validez de un modelo de un solo factor como generador de las rentabilidades de los activos con riesgo antes que la de uno multifactorial. Al menos en lo que se refiere a modelos multifactoriales, cuyos factores sean variables macroeconómicas. Estos resultados, evidentemente, contradicen los obtenidos en los estudios mencionados en la introducción de este trabajo, los cuales presentan pruebas de la significación estadística de tales variables. Con todo, esas pruebas no siempre son contundentes, como sucede en el trabajo de Chan *et al.* (1998), quienes encuentran que de todas las variables macroeconómicas probadas sólo dos, el riesgo de crédito y la estructura temporal de los tipos de interés, son realmente significativas; y que, en general, las variables macroeconómicas son poco explicativas de las rentabilidades de los activos. Otros factores, como los asociados con el mercado, el tamaño, la razón B/M, los dividendos y las rentabilidades pasadas captan mucho mejor la covariación de las rentabilidades de los activos. De manera similar, Merville *et al.* (2001) también encuentran que los principales factores de riesgo de los activos están asociados con la rentabilidad del mercado, el tamaño y los tipos de interés; y sólo otros factores, mucho menos importantes, estarían directamente ligados al grueso de variables macroeconómicas.

En cuanto al mercado de capitales español, también un par de trabajos alcanzan resultados similares a los aquí obtenidos. En concreto, Martínez y Rubio (1991)¹³ llegan a la conclusión de que las variables macroeconómicas no tienen un efecto significativo sobre los rendimientos en el mercado español. La rentabilidad del mercado por sí sola parece explicar mejor la covariación de los rendimientos de los activos que todos los factores macroeconómicos

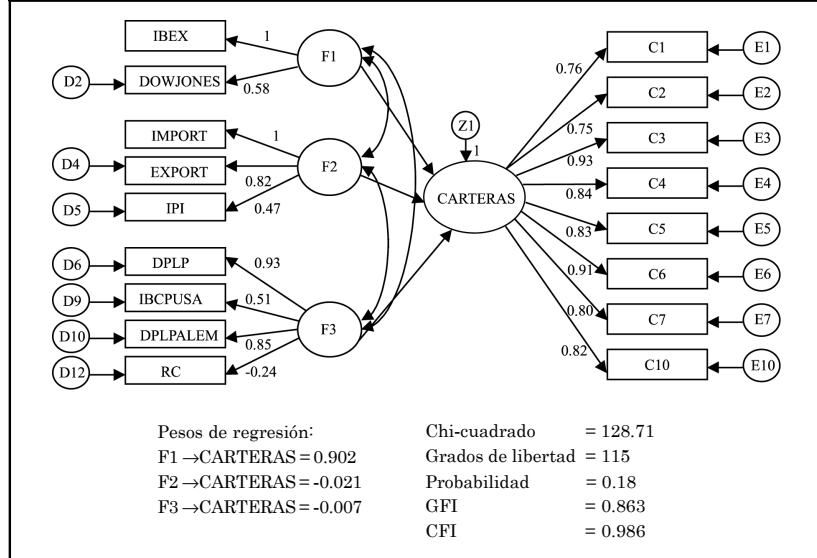
juntos. Resultados semejantes los obtienen Ruiz y Santana (1999), si bien hay que decir que su muestra se limita a los ocho bancos pertenecientes al índice IBEX financiero.

Conclusiones

En este trabajo se emplea la técnica de análisis mediante estructuras de covarianzas en una aplicación práctica del controvertido tema de la validez de los modelos multifactoriales en la explicación de la variación de las rentabilidades de los activos con riesgo. Se estima que dicha técnica es una herramienta que puede ser aplicada con aprovechamiento en el estudio de la relación entre rentabilidad y riesgo en este ámbito, pues permite la modelización de múltiples relaciones de dependencia simultáneas, incluso a varios niveles. Esto quiere decir que el modelo a contrastar puede ser mucho más complejo que el que aquí se ha propuesto, y en él cabrían desde variables adicionales a efectos indirectos de unas variables en otras. Por ejemplo, parece razonable pensar que una variación inesperada en una determinada variable macroeconómica, como la inflación, pudiera afectar al índice del mercado de capitales, y que la variación en éste se transmitiera a la generalidad de los activos negociados en dicho mercado. Esta secuencia de influencias se podría modelizar fácilmente mediante estructuras de covarianzas.

13. En una prueba parecida a esta en lo que a la muestra empleada se refiere -72 títulos de la Bolsa de Madrid y una batería de variables macroeconómicas similar-, aunque referida a la década de los ochenta.

Figura 4. Modelo reespecificado con resultados del ajuste.



De los resultados obtenidos en la prueba se desprende que la rentabilidad del mercado –representado éste por un índice de referencia– es la variable explicativa fundamental de las rentabilidades de los activos, mientras que el resto de variables macroeconómicas analizadas –como la producción industrial y las relacionadas con el sector exterior y los tipos de interés– no parecen constituir factores de riesgo relevantes en el mercado de capitales español. Esto puede indicar que, o bien las variaciones experimentadas por estas variables no afectan especialmente a los rendimientos en España, o bien que la rentabilidad del mercado como factor incorpora en sí misma el riesgo que emana de dichas variables.

La constatada importancia de los movimientos del mercado podría contribuir a defender la causa de un modelo de factor único, antes que la de los modelos multifactoriales. Al menos en lo que al mercado de capitales español se refiere, y a la vista no sólo de los resultados obtenidos en esta prueba, sino también a los de los estudios mencionados en el apartado anterior de Martínez y Rubio (1991) y Ruiz y Santana (1999).

Por supuesto, estas conclusiones no son en absoluto definitivas. Por un lado, hay que tener en cuenta que la utili-

zación de datos históricos limita la validez temporal del modelo, que puede haber funcionado en el pasado y no hacerlo en el futuro. Por otro, no se debe descartar que otras variables no consideradas en el análisis puedan tener poder explicativo sobre las rentabilidades de los activos con riesgo, lo que supondría una vuelta a la defensa de los modelos multifactoriales. De hecho, las variables fundamentales, sobre todo el tamaño y la razón B/M, están obteniendo un gran éxito en la contrastación empírica y sería interesante incluirlas en estudios futuros.

Finalmente, habría que hacer hincapié en el hecho de que este trabajo se ha centrado en la identificación de las fuentes de covariación de las rentabilidades de los activos sin tener en cuenta si éstas son valoradas o no, es decir, si cabe esperar o no una prima de rentabilidad por soportar los riesgos asociados a aquéllas. Parece lógico pensar que los factores explicativos hallados en un modelo factorial puedan ser buenos candidatos a fuentes de riesgo valoradas. Sin embargo, no tienen por qué serlo necesariamente. Pruebas adicionales en el ámbito de la valoración de activos con riesgo serían necesarias en este sentido.

orig

Anexo

Tabla 4. Matriz de coeficientes de correlación de Pearson de las variables observables.

	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	IBEX35	DOW JONES	IPI	EXPORT	IMPORT	DPLP	IBCP	DPLPUSA	IBCPUSA	DPLPALEM	IBCPALEM	RC	
C1	1																						
C2	0.618	1																					
C3	0.709	0.733	1																				
C4	0.693	0.632	0.759	1																			
C5	0.661	0.578	0.744	0.743	1																		
C6	0.662	0.714	0.852	0.756	0.716	1																	
C7	0.592	0.590	0.738	0.699	0.709	0.736	1																
C8	0.589	0.511	0.676	0.588	0.693	0.717	0.694	1															
C9	0.618	0.535	0.712	0.693	0.751	0.750	0.748	0.700	1														
C10	0.648	0.626	0.768	0.612	0.697	0.755	0.701	0.775	0.715	1													
IBEX35	0.677	0.605	0.864	0.773	0.774	0.848	0.680	0.712	0.685	0.718	1												
DOW JONES	0.358	0.355	0.499	0.380	0.428	0.424	0.388	0.458	0.325	0.390	0.575	1											
IPI	-0.178	0.050	-0.046	-0.095	-0.154	-0.016	-0.071	-0.053	-0.030	-0.034	-0.067	-0.085	1										
EXPORT	-0.150	-0.063	-0.133	-0.211	-0.266	-0.087	-0.102	-0.284	-0.122	-0.271	-0.185	-0.117	0.360	1									
IMPORT	-0.133	-0.018	-0.154	-0.209	-0.233	-0.107	-0.128	-0.238	-0.064	-0.201	-0.168	-0.128	0.466	0.817	1								
DPLP	-0.225	-0.272	-0.348	-0.296	-0.369	-0.257	-0.241	-0.178	-0.276	-0.169	-0.336	-0.144	-0.005	0.082	0.087	1							
IBCP	-0.231	-0.332	-0.247	-0.279	-0.327	-0.284	-0.280	-0.240	-0.250	-0.312	-0.196	-0.016	0.001	0.116	0.118	0.452	1						
DPLPUSA	0.089	0.136	0.012	0.032	-0.110	0.148	0.023	0.024	-0.029	0.137	0.033	-0.125	0.046	0.054	0.127	0.482	-0.072	1					
IBCPUSA	-0.043	-0.173	-0.205	-0.160	-0.323	-0.118	-0.164	-0.198	-0.195	-0.104	-0.222	-0.177	0.051	0.092	0.107	0.455	0.198	0.555	1				
DPLPALEM	-0.054	-0.110	-0.136	-0.153	-0.224	-0.055	-0.042	0.002	-0.135	0.027	-0.169	-0.087	0.012	0.124	0.100	0.797	0.206	0.645	0.471	1			
IBCPALEM	-0.045	-0.037	0.043	-0.032	-0.111	0.046	-0.002	-0.116	-0.019	-0.043	0.109	-0.111	-0.030	0.131	0.048	0.096	0.159	0.169	0.150	0.088	1		
RC	0.081	0.072	0.231	0.213	0.139	0.125	0.210	0.191	0.233	0.088	0.170	0.057	0.006	0.048	-0.006	-0.216	-0.180	-0.114	-0.069	-0.236	-0.091	1	

Bibliografía

- André, F. J.; L. E. Nuño y J. J. Pérez-García (1998). *A Multifactor Sector Model for the Stock Market. Evidence from Spain*. Documento de trabajo. No. 9801. ICAE.
- Asprem, M. (1989). "Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries", *Journal of Banking and Finance*. Vol. 13, No. 4/5, septiembre.
- Batista, J. M. y G. Coenders (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. La Muralla-Hespérides, Madrid.
- Black, F.; M. C. Jensen y M. Scholes (1972). "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", en Jensen, (ed.) *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger, Nueva York, pp. 79-121.
- Chan, L. K.
 _____; Y. Hamao y J. Lakonishok (1991). "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *The Journal of Finance*. Vol. 46, No. 5, diciembre, pp. 1739-1764.
- _____; J. Karceski y J. Lakonishok (1998). "The Risk and Return from Factors", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 33, No. 2, junio, pp. 159-188.
- Chen, N.; R. Roll y S. A. Ross (1986). "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*. Vol. 59, No. 3, julio, pp. 383-403.
- Chen, S. y B. D. Jordan (1993). "Some Empirical Tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. Derived Factors", *Journal of Banking and Finance*. Vol. 17, No. 1, febrero, pp. 65-89.
- Cheng, A. (1995). "The UK Stock Market and Economic Factors: a New Approach", *Journal of Business, Finance and Accounting*. Vol. 22, No. 1, enero, pp. 129-142.
- Cuñado, J. y F. Pérez de Gracia (1999). "Inflación y rendimientos bursátiles en el caso español, 1941-1998", en *Actas del VII Foro de Finanzas*. Valencia. Editado en CD-ROM.
- Daniel, K. y S. Titman (1997). "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns", *The Journal of Finance*. Vol. 52, No. 1, marzo, pp. 1-33.
- Esteban, M. V. (1997). "Variabilidad predecible en los rendimientos de los activos. Evidencia e implicaciones", *Investigaciones Económicas*. Vol. 21, No. 3, septiembre, pp. 523-542.
- Fama, E. F.
 _____ y K. R. French (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds", *Journal of Financial Economics*. Vol. 33, No. 1, febrero, pp. 3-56.
- _____ y K. R. French (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *The Journal of Finance*. Vol. 51, No. 1, marzo, pp. 55-84.
- Ferson, W. E.
 _____ y C. R. Harvey (1991). "The Variation of Economic Risk Premiums", *Journal of Political Economy*. Vol. 99, No. 2, abril, pp. 385-415.
- _____ y C. R. Harvey (1997). "Fundamental Determinants of National Equity Market Returns: a Perspective on Conditional Asset Pricing", *Journal of Banking and Finance*. Vol. 21, No. 11, 12, diciembre, pp. 1625-1665.
- Gómez-Bezares, F.; J. A. Madariaga y J. Santibáñez (1994). *Valoración de acciones en la Bolsa Española*. Desclée de Brouwer, Bilbao.
- González, C.; W. N. Goetzmann y R. G. Ibbotson (1991). "Factores macroeconómicos y el mercado bursátil español", *Información Comercial Española*. No. 689, pp. 110-121.
- Hair, J. F.; R. E. Anderson; R. L. Tatham y W. C. Black (1999). *Análisis multivariante*. 5ª edición. Prentice Hall. Madrid.
- Iglesias, S. (2000). "La valoración de activos con riesgo: modelos de factor único vs. modelos multifactoriales. Un enfoque empírico", en Parras (ed.), *Inteligencia empresarial. La gestión del conocimiento en la empresa. Ponencias*. Actas del XIV Congreso Nacional y X Hispano-Francés de AEDEM. Jaén. Editado en CD-ROM.
- Jöreskog, K. G. (1970). "A General Method for Analysis of Covariance Structure", *Biometrika*. Vol. 57, pp. 239-251.
- Lévy, J. P. (1999). *Modelización con ecuaciones estructurales y variables latentes*. Erica, Madrid. Editado en CD-ROM.
- Lewellen, J. (1999). "The Time-series Relations Among Expected Return, Risk, and Book-to-market", *Journal of Financial Economics*. Vol. 54, No. 1, octubre, pp. 5-43.
- Marhuenda, J. (1997). *Anomalías en los modelos de valoración de activos*. Universidad de Alicante, Alicante, España.
- Martínez, M. A. y Rubio, G. (1991). "Valoración de arbitraje con variables macroeconómicas: una investigación empírica usando datos españoles", *Información Comercial Española*. No. 689, pp. 122-138.
- Menéndez, S. (2000). "Determinantes fundamentales de la rentabilidad de las acciones", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol. 29, No. 106, octubre-diciembre, pp. 1015-1031.
- Merville, L. J.; S. Hayes-yelken e Y. Xu (2001). "Identifying the Factor Structure of Equity

- Returns”, *The Journal of Portfolio Management*. Vol. 27, No. 4, verano, pp. 51-61.
- Nasseh, A. y J. Strauss (2000). “Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: a Cointegration Approach”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 40, No. 2, verano, pp. 229-245.
- Rubio, G. (1988). “Further International Evidence on Asset Pricing. The Case of the Spanish Capital Market”, *Journal of Banking and Finance*. Vol. 12, No. 2, junio, pp. 221-242.
- Ruiz, M. V. y D. J. Santana (1999). “Análisis del riesgo y la rentabilidad, en el marco de los modelos de valoración de activos financieros, de los bancos pertenecientes al IBEX Financiero”, *Actas del VII Foro de Finanzas*. Valencia. Editado en CD-ROM.
- Sanches, F. J. (1999). “Los factores de riesgo de las acciones portuguesas”, *Actas del VII Foro de Finanzas*. Valencia. Editado en CD-ROM.
- Schmitz, J. J. (1996). “Market Risk Premiums and the Macroeconomy: Canadian Evidence of Stock Market Predictability”, *Quarterly Journal of Business and Economics*. Vol. 35, No. 1, invierno, pp. 87-113.
- Sharpe, W. F. (1963). “A Simplified Model for Portfolio Analysis”, *Management Science*. Vol. 9, No. 2, enero, pp. 277-293.