

RELACIONES ENTRE PRECIOS Y FUNDAMENTOS EN EL MERCADO DE CAPITALES ESPAÑOL*

CARMEN ANSOTEGUI

ESADE

MARÍA VICTORIA ESTEBAN

Universidad del País Vasco

Estamos interesados en contrastar la existencia de relaciones en el largo plazo entre el mercado de capitales y sus fundamentos. El análisis se centra en un contexto macroeconómico. Como instrumento para el mercado se ha utilizado el agregado del índice de precios de la Bolsa de Madrid, como fundamentos se incluyen la producción industrial, la inflación y el tipo de interés. Se contrasta la existencia de cointegración entre estas variables utilizando el procedimiento de Johansen. Aceptamos la existencia de cointegración entre las variables, existe relación entre el índice de precios del mercado y sus fundamentos en el largo plazo. La existencia de cointegración no permite inferir cómo son las relaciones entre las variables en el corto plazo. Por ello, se realiza un análisis de causalidad vía funciones impulso-respuesta.

Palabras clave: valoración de activos, mercado de capitales y fundamentos, relaciones a largo plazo, cointegración, funciones impulso-respuesta.

Los Modelos de Valoración de activos como los de Abel (1988), Balbers *et al.* (1990) o Cochrane (1991) establecen que el agregado del mercado de capitales queda determinado por sus fundamentos macroeconómicos. A pesar de resultados como los de Shiller (1981) prueban que el mercado de capitales es demasiado volátil con respecto a sus fundamentos, varios estudios empíricos sobre el mercado estadounidense intentan identificar a las variables macroeconómicas que pueden ayudar a predecir rendimientos de mercado. Concretamente Fama (1981, 1990), Fama *et al.* (1989) Keim *et al.* (1986), Barro (1990), Chen (1991) y Chen *et al.* (1986), entre otros, identifican el margen de insolvencia y el margen de estructura temporal, que representa la diferencia entre los tipos de interés a largo plazo y a corto plazo, como variables macroeconómicas que varían con el ciclo de negocios y deter-

(*) Agradecemos los útiles comentarios de Marta Regúlez, Gonzalo Rubio, Jesús Palau y Nacho Peña así como la ayuda práctica prestada por Javier Gardeazábal. Igualmente agradecemos los comentarios de dos evaluadores anónimos y del director de la revista. Los errores que permanezcan son únicamente de nuestra responsabilidad. Trabajo financiado en parte por la DGICYT, proyecto n.º PB94-1373.

minan los rendimientos del mercado de capitales. Sólo Fama (1981, 1990), Barro (1990) y Chen *et al.* (1986) incluyen explícitamente la producción industrial en el análisis.

Fama (1981) para el mercado de Estados Unidos y Peiro (1995) para tres países europeos encuentran que la producción industrial explica gran parte de la variación de los rendimientos de horizonte largo. En otra línea de investigación, Estrella *et al.* (1991) observan que la estructura en el tipo de interés predice cambios acumulativos en el output real. Estos dos factores, conjuntamente con la alta variabilidad de las rentabilidades de los activos, nos llevan a considerar una conducta diferente entre el rendimiento de los activos y sus fundamentos en el largo plazo con respecto al corto plazo. Este hecho es reconocido por Kandel *et al.* (1988) quienes modelizan el rendimiento de los activos para el corto y largo plazo.

Partiendo del supuesto de que el mercado de capitales se comporta de forma distinta en el largo plazo que en el corto plazo, estamos interesados en contrastar si el mercado de capitales español está determinado por sus fundamentos, al menos en el largo plazo. Este hecho permitiría movimientos especulativos en los precios a corto plazo. Se utiliza el análisis de cointegración para determinar la existencia de relaciones de equilibrio en el largo plazo entre el mercado de activos y sus fundamentos. Las relaciones entre las variables en el corto plazo se analizan a través de las funciones impulso respuesta del sistema cuando se imponen las restricciones de cointegración.

1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Se propone un vector autorregresivo (VAR) X_t para estudiar el comportamiento del mercado de capitales español. El vector incluye el índice general de precios de la bolsa de Madrid y un conjunto de variables consideradas como sus fundamentos, y que están recogidas en el cuadro 1.

El índice general de la bolsa de Madrid, IND, es suficientemente representativo del mercado de capitales español, ya que recoge más del 90% del volumen de contratación total. El índice de producción industrial, IPI, es incluido como una variable proxy para la actividad económica real¹. La inflación INF se calcula, mensualmente, como el porcentaje de cambio en el índice de precios de consumo. La variable tipo de interés, RFR, corresponde al equivalente mensual del tipo de interés a un año de las Letras (pagarés) del Tesoro obtenido de las operaciones del mercado secundario. Dado que las Letras del Tesoro no están disponibles hasta enero de 1983, antes de esta fecha se utilizaron los tipos preferenciales del sistema bancario.

En el trabajo se han utilizado observaciones mensuales de las variables anteriormente citadas para el período de febrero de 1980 a diciembre de 1992. Los datos para el índice de producción industrial, el índice de precios al consumo y la tasa de interés provienen del Boletín Estadístico del Banco de España. El índice general de la bolsa de Madrid es el publicado por DATASTREAM.

El gráfico 1 muestra los gráficos de las variables a utilizar, en niveles y en diferencias. El examen gráfico de las series detecta observaciones anómalas que requieren

(1) Somos conscientes de las limitaciones de esta variable como proxy de la actividad real, dado el peso del sector servicios y sector público.

Cuadro 1: VARIABLES DEL VAR

X_1 = IND = Índice General de la Bolsa de Madrid, en logaritmos.

X_2 = IPI = Índice de Producción Industrial, en logaritmos.

X_3 = INF = Tasa de Inflación.

X_4 = RFR = Tipo de interés a corto, en porcentaje.

ser explicadas: la variable RFR sufre un cambio de escala en enero de 1983, coincidiendo con la utilización de los tipos de interés a corto publicados por el Banco de España. La variable INF muestra una conducta irregular de enero a marzo de 1986, debido probablemente a la introducción del Impuesto del Valor Añadido y a la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea. Finalmente, en octubre de 1987 se recoge la influencia de la caída de los mercados de capitales mundiales.

Para controlar los efectos de las irregularidades anteriormente citadas se introducen en el vector autorregresivo tres variables ficticias estructurales: d83, d86 y d87. Las variables ficticias d83 y d86 toman valor uno en enero de 1983 y 1986 respectivamente, y cero el resto del tiempo. Dado que estamos interesados en analizar las relaciones entre la economía real y la economía financiera, la tercera variable, d87, se define con la intención de aislar las relaciones macroeconómicas de las influencias externas, así, toma valor uno en octubre de 1987 y cero el resto del tiempo.

El VAR propuesto para analizar el comportamiento del mercado de capitales español supone el siguiente proceso multivariante:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \gamma_{83} d83 + \gamma_{86} d86 + \gamma_{87} d87 + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde X_t es el vector de variables de interés, μ es un vector de constantes y D_t es un conjunto de variables ficticias estacionales, centradas, con suma cero en el año, y ortogonales al término constante. El término de error ε_t , $t = 1, \dots, T$, sigue un proceso Gaussiano p -dimensional, independiente, con media cero y matriz de covarianzas Δ .

Excepto por la inclusión de las variables ficticias estructurales, la especificación del VAR es similar a la propuesta por Johansen (1991b) y Johansen *et al.* (1990)².

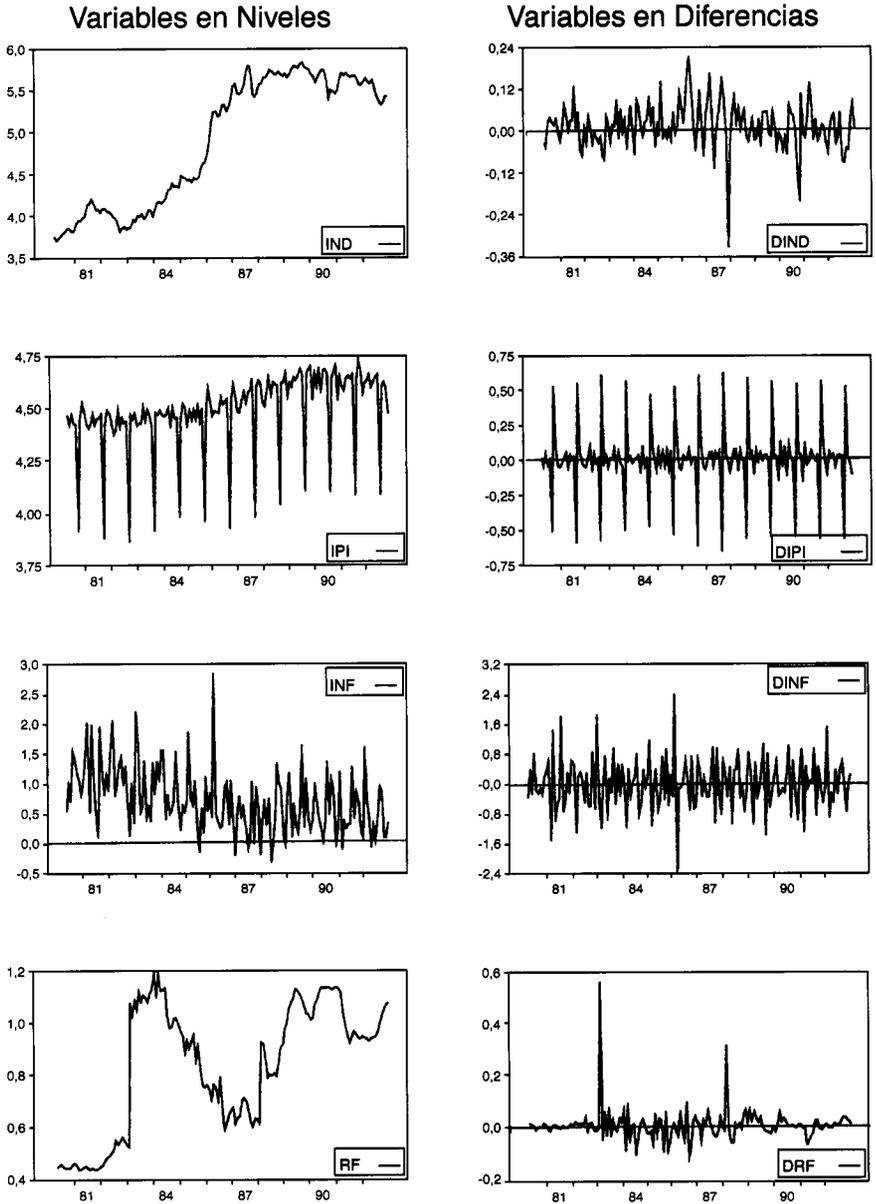
2. ANÁLISIS EMPÍRICO

2.1. Procedimiento de Johansen para cointegración

En el contexto de un VAR X_t ($p \times 1$), integrado de orden uno, existe cointegración si existe al menos una combinación lineal estacionaria de las variables. Es decir, el vector X_t se dice que está cointegrado, si cada componente de X_t es integrado de orden uno y existe una matriz β tal que $0 < \text{rango}(\beta) = r < p$ y $z_t = \beta' X_t$ es estacionario.

(2) Dolado (1993) previene de las consecuencias de la inclusión de variables ficticias estructurales, en la distribución asintótica de los estadísticos de Johansen.

Gráfico 1: VARIABLES EN NIVELES Y DIFERENCIAS



Para contrastar la existencia de cointegración, aplicamos la metodología de Johansen. Este autor desarrolla, a lo largo de diferentes artículos, un procedimiento de contraste para la existencia de cointegración de carácter lineal en el contexto de un VAR. El método básico y la distribución asintótica de los estadísticos de contraste aparecen en Johansen (1988, 1991b). La aplicación empírica del procedimiento y la tabulación de los estadísticos están dadas en Johansen *et al.* (1990, 1992). Para la determinación del rango de cointegración en presencia de una tendencia lineal, ver Johansen (1991b). En Johansen (1991a) aparece el estadístico de contraste y su distribución para el contraste de existencia de restricciones lineales en los vectores de cointegración y en el VAR. En el presente artículo se sigue la terminología de Johansen. El proceso requiere reparametrizar el modelo definido por la ecuación [1] de la forma siguiente:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{K-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \mu + \Phi D_t + \gamma_{83} d83 + \gamma_{86} d86 + \gamma_{87} d87 + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde,

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= -(\Pi_{i+1} + \dots + \Pi_k) \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \end{aligned} \quad [3]$$

Si existe una raíz unitaria en el VAR no estacionario la matriz Π es de rango reducido, $r < p$, y podemos escribirla como $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices $p \times r$. Se puede demostrar que si el rango reducido de Π se mantiene y $\text{rango}(\Pi) > 0$, $\beta' X_t$ es estacionario y la ecuación [2] puede ser considerada como un modelo de corrección de error (ECM)³.

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{j=1}^{K-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \mu + \Phi D_t + \gamma_{83} d83 + \gamma_{86} d86 + \gamma_{87} d87 + \varepsilon_t \quad [4]$$

En el modelo de corrección de error, $\beta' X_{t-1} = 0$ se interpreta como el/los equilibrio/s a largo plazo al que convergen las variables del sistema. Las desviaciones de las variables a estos equilibrios vienen dadas por $\beta' X_{t-1}$ en un momento t dado. El ajuste de cada una de las variables del sistema a estas desviaciones viene dado por los coeficientes de la matriz α . La fila i -ésima de la matriz α recoge los coeficientes de ajuste de la variable X_i a las desviaciones, de las variables del sistema, a las relaciones de largo plazo. Si existe cointegración al menos una de las variables tiene que ajustarse a estas desviaciones. El incremento de cada variable, ΔX_{it} , puede ser expresado como la suma del ajuste a las desviaciones de los equilibrios, $\beta' X_{t-1}$, y el incremento retardado de todas las variables del sistema, ΔX_{t-k} , $k = 1, \dots, K$.

El procedimiento de Johansen para contrastar la existencia de cointegración implica contrastar el rango de la matriz Π en la ecuación [2], y por lo tanto el rango de las matrices α y β . Una condición necesaria para que exista cointegración es la no estacionariedad del sistema⁴.

(3) Ver Johansen (1991b) para el teorema de representación de Granger.

(4) El procedimiento de Johansen es robusto, a menudo, si el vector X_t no es totalmente integrado de orden uno.

2.1.1. Contraste de raíces unitarias

Estamos interesados en variables estacionarias tras la toma de una diferencia. Para contrastar la existencia de raíces unitarias se utiliza el contraste de Dickey-Fuller ampliado (DF). Este contraste supone que, para cada variable, la estacionariedad viene de la existencia de una raíz unitaria en su representación autorregresiva.

Para la determinación del número de retardos de cada variable a incluir en la ecuación se ha seguido el criterio de Campbell *et al.* (1991)⁵. En la ecuación de la variable IPI y dado que la variable tiene un fuerte componente estacional, se han incluido variables ficticias estacionales, D_t , definidas como en la ecuación [1].

En el cuadro 2 se recogen los valores del estadístico DF para τ_μ y τ_τ así como el número de retardos especificados en la ecuación. La distribución tabulada de estos estadísticos bajo la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria aparece en Fuller (1976). A un nivel de significatividad del 5% se acepta la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria para todas las variables del sistema⁶.

2.1.2. Orden del VAR

La especificación completa del modelo VAR definido por la ecuación [1] requiere la determinación del orden del vector autorregresivo. Para analizar la existencia de correlación en los residuos se utilizó el contraste de Ljung-Box. Los resultados del contraste muestran que un orden tres es suficiente para garantizar la no existencia de correlación en los residuos del VAR en niveles. En el cuadro 3 se recogen los resultados del contraste de Ljung-Box. El contraste de Jarque Bera fue utilizado para contrastar la normalidad de los residuos del modelo VAR estimado para un orden tres. Para todas las variables excepto RFR se acepta la hipótesis nula de normalidad⁷.

Cuadro 2: CONTRASTE DE EXISTENCIA DE RAÍCES UNITARIAS.
TEST DE DICKEY-FULLER AMPLIADO

Variable	Retardo	τ_μ	τ_τ
IND	1	-1.350	-1.886
IPI*	2	-1.138	-1.785
INF	11	-1.356	-2.016
RFR	1	-1.740	-1.923

* El contraste incluye variables dummy estacionales.

(5) Bajo este criterio se fija un número máximo de retardos (k_{max}) y el orden va reduciéndose hasta que el último coeficiente asociado, para cada variable, sea no significativo fijando así un k mínimo. Si ninguno es significativo se toma $k = 0$.

(6) Para la variable RFR la falta de estacionariedad no puede ser atribuida a cambios en la serie desde 1983 en adelante.

(7) El procedimiento de Johansen es robusto en ausencia de normalidad, ver Gonzalo (1994).

Cuadro 3: CONTRASTE DE LJUNG-BOX

(k=3)	Ljung-Box Estadístico Q			
	Variable			
	IND	IPI	INF	RFR
Q(6) =	10,43	8,66	1,83	3,84
p-value	(0,10)	(0,19)	(0,93)	(0,69)
Q(12) =	19,24	13,42	4,96	8,04
p-value	(0,08)	(0,34)	(0,96)	(0,78)
Q(24) =	34,56	26,62	13,53	27,24
p-value	(0,08)	(0,32)	(0,96)	(0,29)
Q(36) =	43,58	36,56	26,03	42,85
p-value	(0,18)	(0,44)	(0,89)	(0,20)

2.1.3. Contraste de existencia de relaciones de cointegración

Una vez ha sido contrastada la no estacionariedad del sistema X_t , y el vector VAR está completamente especificado se analiza la existencia de cointegración en el mercado de capitales español. Este procedimiento contrasta la existencia de cointegración conjuntamente con el número de vectores de cointegración y la hipótesis nula de no existencia de tendencia lineal determinística en el sistema, mediante un conjunto de hipótesis anidadas⁸. La hipótesis $\text{rango}(\beta) \leq r$ es anidada con $\text{rango}(\beta) \leq r + 1$. Para un número dado de vectores de cointegración, $\text{rango}(\beta) = r$, la hipótesis nula de no existencia de tendencia lineal, $\mu = \alpha \beta_0$, está anidada en la hipótesis nula $\text{rango}(\beta) = r$. Así, se formula el siguiente conjunto de hipótesis anidadas:

$$\begin{aligned}
 H_1 &: && \text{rango } \beta = p \\
 H_1^* &: && \text{rango } \beta = p \text{ y } \mu = \alpha \beta_0 \\
 H_2(r) &: && \text{rango } \beta \leq r \\
 H_2^*(r) &: && \text{rango } \beta \leq r \text{ y } \mu = \alpha \beta_0
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Primero se contrasta $H_2^*(r)$ contra $H_1^*(p)$. Si esta hipótesis nula se rechaza entonces se contrasta $H_2(r)$ contra $H_1(p)$. Si esta última hipótesis se rechaza se contrasta $H_2^*(r+1)$ contra $H_1^*(r)$ y se continúa hasta que la hipótesis nula se acepta⁹. El estadís-

(8) Replicamos el procedimiento de contraste anidado de Johansen (1991a).

(9) Se acepta la hipótesis nula sólo si las hipótesis previas han sido rechazadas. Para un número de vectores de cointegración dado, $\text{rango}(\beta) = r$, si la hipótesis nula de no existencia de tendencia lineal determinística se acepta se incluye esta restricción en el modelo.

tico de contraste y los valores críticos aparecen en el cuadro 4. Se acepta la hipótesis nula de existencia de un vector de cointegración sin tendencia lineal determinística. En el gráfico 2 se muestran las relaciones de cointegración, $\hat{\nu}_i' X_t$, y las relaciones de cointegración corregidas por la dinámica del corto plazo $\hat{\nu}_i' R_{kt}$. El análisis visual de los gráficos indica que la primera relación es estacionaria mientras que el resto no lo son. Las formas son más claras en los gráficos correspondientes a las relaciones de cointegración corregidas. Se confirma el contraste formal de existencia de un único vector de cointegración. El fuerte componente estacional tiene su origen en la variable IPI. En las relaciones corregidas este componente se atenúa¹⁰.

2.2. Contrastes sobre β y α

Una vez aceptada la existencia de un único vector de cointegración estamos interesados en determinar la estructura de dicho vector, así como en el comportamiento de la matriz α , es decir, en la dinámica de las variables en el corto plazo.

En primer lugar se estudia la estructura del vector de cointegración imponiendo restricciones lineales. Concretamente, para cada variable, se contrasta si la variable entra o no en el vector de cointegración y si constituye un vector de cointegración en sí misma. En el cuadro 5 se recoge el estadístico de contraste y la hipótesis nula de ambos contrastes. El estadístico $H_3^*(r)$ contrasta si $\beta_i = 0$ para $i = IND, IPI, INF, RFR$. El estadístico $H_4^*(r)$ contrasta si el vector de cointegración es tal que $\beta_i = 1, \beta_j = 0, i \neq j$ para $i = IND, IPI, INF, RFR$ ¹¹. Se rechaza la hipótesis nula de que la variable correspondiente no entra en el vector de cointegración para todas las variables del sistema. Así mismo, para todas las variables, se rechaza la hipótesis nula de que el vector de

Cuadro 4: CONTRASTE DE JOHANSEN PARA COINTEGRACIÓN

Cointegración y Contraste de Tendencia Lineal Determinística

$H(r)$	$H_2^*(r) / H_1^*(r)$			$H_2^*(r) / H_5(r)$		
	T_r^*	C_r^*		T_r	C_r	
$r \leq 0$	89,89	57,93	R	82,96	57,90	R
$r \leq 1$	31,95	20,55	A	25,05	19,51	A
$r \leq 2$	11,39	7,64	A	5,54	4,29	A
$r \leq 3$	3,75	3,75	A	1,25	1,25	A

A: acepto la hipótesis nula.

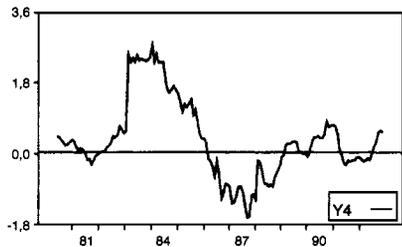
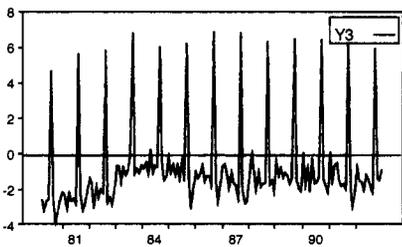
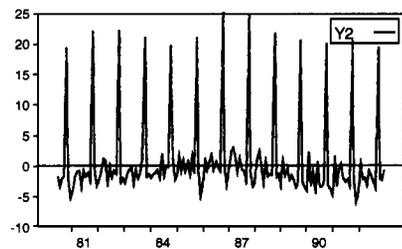
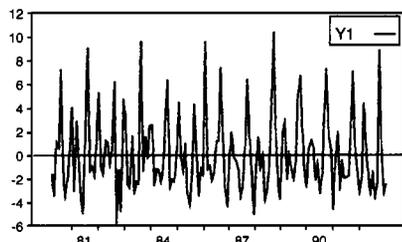
R: rechazo la hipótesis nula.

(10) Los autores han replicado el ejercicio sustituyendo la variable IPI por la variable desestacionalizada y los resultados, disponibles a petición, se mantienen.

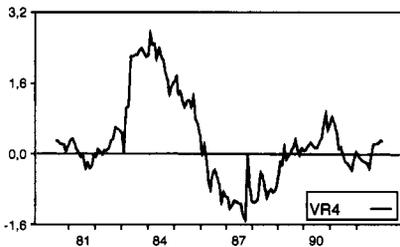
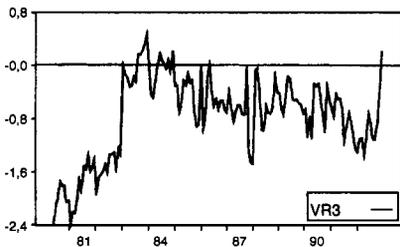
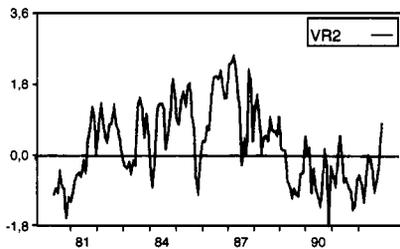
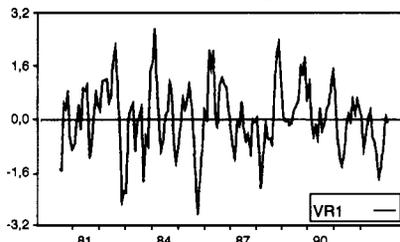
(11) El estadístico de contraste y distribución asociada para ambas hipótesis aparecen recogidas en Johansen (1991b) y Johansen *et al.* (1992).

Gráfico 2: RELACIONES DE COINTEGRACIÓN

Residuos de Cointegración



Residuos Corregidos



Cuadro 5: CONTRASTES EN EL VECTOR DE COINTEGRACIÓN

Variable	$H_3^*(1)$	$H_4^*(1)$	$H_5^*(1)$
IND	13,77	51,66	0,14
IPI	4,59	51,11	0,02
INF	37,11	49,71	37,05
RFR	5,37	51,97	0,40

$H_3^*(1) \sim \chi^2(1), \chi^2(1)_{0,05} = 3,84$
$H_4^*(1) \sim \chi^2(3), \chi^2(3)_{0,05} = 7,81$
$H_5^*(1) \sim \chi^2(1), \chi^2(1)_{0,05} = 3,84$

cointegración esté compuesto por una única variable. No existen vectores de cointegración triviales¹².

Estamos interesados en el comportamiento de la matriz α , es decir, en la dinámica de las variables en el corto plazo. Nuestro interés se centra en contrastar la existencia de exogeneidad débil, según terminología de Johansen. Un elemento genérico de la matriz α , α_{ij} , mide la fuerza del ajuste con el cual la variable i del sistema reacciona en el corto plazo a desviaciones de la relación en el largo plazo j . Por tanto contrastamos si α correspondiente a la variable X_i de la ecuación, es cero. Si se acepta esta hipótesis nula concluiremos que las relaciones en el largo plazo dadas por el vector de cointegración no afectan a la dinámica de corto plazo de la variable. Es decir, la variable débilmente exógena no reacciona o no se ajusta a las desviaciones de las relaciones de equilibrio en el largo plazo¹³.

Para contrastar la existencia de exogeneidad débil se ha utilizado el procedimiento de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1991b) y Johansen *et al.* (1990). Bajo la columna $H_5^*(r)$ del cuadro 5 se presenta el estadístico correspondiente a esta hipótesis nula. Se acepta la hipótesis nula para todas las variables del sistema excepto INF¹⁴. Como conclusión, el vector de cointegración tiene un impacto directo en la determinación de la inflación, el resto de variables son débilmente exógenas al sistema.

3. INTERPRETACIÓN ECONÓMICA DE LOS RESULTADOS

En esta sección se analizan las interrelaciones entre las variables del sistema y se investiga sobre las relaciones estructurales que pueden inferirse de las estimaciones. Analizamos primero las relaciones de cointegración como relaciones de equilibrio. El

(12) Este resultado es redundante dado que sólo existe un único vector de cointegración y todas las variables del sistema forman parte de él.

(13) Al menos una de las variables del sistema debe estar afectada en el corto plazo por las relaciones de cointegración. En otro caso la cointegración no existiría.

(14) Este resultado fue obtenido por Ansoategui (1992) para las economías de U.S. y Japón.

concepto de cointegración tiene serias limitaciones para su interpretación directa como un equilibrio final dado que no tiene en cuenta las relaciones dinámicas entre las variables del sistema en el corto plazo. Para obtener más información sobre estas relaciones entre las variables se llevará a cabo un análisis de funciones impulso-respuesta.

3.1. Relaciones en el largo plazo

La existencia de cointegración tiene varias interpretaciones, la más intuitiva de ellas es que las variables cointegradas tienden a evolucionar juntas a lo largo del tiempo y las relaciones de cointegración, $\beta'X_{t-1}$ actúan como motor de las variables del sistema. En el modelo de corrección de error, ecuación [4], $\beta'X_t=0$ se interpreta como la relación de equilibrio. Los elementos de α se interpretan como el ajuste de cada una de las variables al equilibrio¹⁵. Además la existencia de cointegración puede interpretarse como la existencia de tendencias comunes. Cuando existen r relaciones de cointegración, las p variables cointegradas en el VAR comparten los mismos $(p - r)$ impulsos¹⁶. Todavía existe una interpretación más de cointegración: si una variable es el predictor racional de otra variable y son integradas de orden uno, las dos variables son cointegradas¹⁷.

La interpretación del modelo de corrección de error tiene un problema dado que los vectores de cointegración β y la matriz α no son identificables. Esta falta de identificación total previene en contra de interpretar los vectores de cointegración directamente como un equilibrio a largo plazo. Esto es particularmente cierto cuando existe más de un vector de cointegración. La matriz Π en la ecuación [2] es identificable, pero no ayuda a la identificación de las relaciones de equilibrio ya que incorpora el ajuste a corto plazo¹⁸.

Dado que existe una relación de cointegración podemos afirmar que existe relación entre el mercado de capitales y sus fundamentos y por lo tanto, que evolucionan juntos a lo largo del tiempo. Aunque no es posible identificarlos, dado que existe una única relación de cointegración podemos normalizarla para el índice de mercado y contrastar las relaciones existentes analizando sus signos. Los estimadores máximo verosímiles para el vector de cointegración y la matriz de pesos aparecen en el cuadro 6¹⁹. Sea la relación de cointegración normalizada para la variable de interés:

$$IND = \frac{15,04}{2,78} IPI - \frac{4,68}{2,78} INF - \frac{1,70}{2,78} RFR - \frac{49,34}{2,78} \quad [6]$$

(15) Esta interpretación aparece en Engle *et al.* (1987), es replicada por Johansen (1991a) para el VAR.

(16) Ver Stock *et al.* (1988).

(17) Ver Campbell *et al.* (1988).

(18) Para la estimación se impone la normalización de β . Esta normalización nos permite determinar la existencia de cointegración. La estimación de los parámetros α y Δ está condicionada en β . La estimación de los parámetros de corto plazo se puede hacer siguiendo la estimación de $\Pi = \alpha \beta'$, la cual está identificada. Por lo tanto, aunque las relaciones de cointegración no son identificables, es posible determinar su existencia. Por otro lado las desviaciones de las relaciones de cointegración son estacionarias.

(19) Notar que la dimensión máxima de β es 5×1 , porque el vector de cointegración incorpora la restricción de no existencia de tendencia lineal determinística: $\mu = \alpha \beta_0$.

Cuadro 6: ESTIMADORES MÁXIMO VEROSÍMILES

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} 2,78 \\ -15,04 \\ 4,68 \\ 1,70 \\ 49,34 \end{pmatrix} \quad \hat{\alpha} = \begin{pmatrix} 0,00174 \\ -4,19e - 04 \\ -0,23348 \\ 0,00223 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 0,00485 & -0,02622 & 0,00816 & 0,00296 & 0,08601 \\ -0,00117 & 0,00631 & -0,00196 & -7,12e - 04 & -0,02069 \\ -0,64939 & 3,51223 & -1,09277 & -0,39633 & -11,52019 \\ 0,00621 & -0,03360 & 0,01046 & 0,00379 & 0,11022 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\Delta} = \begin{pmatrix} 0,00265 & & & & \\ -2,45e - 04 & 7,68e - 04 & & & \\ -0,00343 & 0,00190 & 0,12280 & & \\ -3,08e - 04 & -4,78e - 05 & -7,88e - 04 & 0,00170 & \end{pmatrix}$$

Obtenemos una relación positiva entre IND e IPI, lo que muestra una relación positiva entre el mercado de capitales y la actividad real. La relación entre el mercado de capitales y RFR es negativa, como corresponde a su clase de tasa de descuento. La relación entre IND y la inflación es negativa.

3.2. Funciones impulso-respuesta

Los parámetros derivados de la relación de cointegración no deben ser interpretados como elasticidades de largo plazo ya que ignoran el resto de relaciones dinámicas entre las variables que se recogen en el VAR. Las relaciones entre el índice de mercado y sus fundamentos, a corto plazo, pueden ser estudiadas vía funciones impulso-respuesta²⁰. Dado que las desviaciones de las relaciones de cointegración son estacionarias podemos asumir que las variables se encuentran en equilibrio en un momento t , un impulso en alguna de las variables provocará perturbaciones en el sistema hasta que éste alcance de nuevo el equilibrio, siempre y cuando los impulsos no se repitan.

Las funciones impulso-respuesta son un instrumento habitual de análisis en modelos VAR estacionarios. Muestran la respuesta de una variable a un impulso aislado en otro componente del sistema. Lütkepohl *et al.* (1990) derivan las funciones impul-

(20) Las funciones impulso respuesta también sirven para estudiar el largo plazo a través de la matriz de efectos de largo plazo o multiplicadores totales. Ver Lütkepohl (1993).

so-respuesta para sistemas cointegrados. Éstas pueden obtenerse mediante la sustitución recursiva de X_{t-i} en la ecuación [1]. El proceso nos lleva a la siguiente expresión:

$$X_t = \sum_{n=0}^{\infty} \Phi_n \varepsilon_{t-n} + \mu \sum_{n=0}^{\infty} \Phi_n + \Phi \sum_{n=0}^{\infty} \Phi_n D_{t-n} \quad [7]$$

donde

$$\begin{aligned} \Phi_n &= \sum_{m=1}^n \Phi_{n-m} \Pi_m \\ \Phi_0 &= I_k \\ \Pi_m &= 0 \text{ para } m > k \end{aligned} \quad [8]$$

El elemento $\phi_{ij,n}$ de Φ_n representa la respuesta de la variable X_i a un impulso de una unidad en la variable X_j , n períodos después. $\phi_{ij,n}$ con $n = 1, 2, \dots, N$ es la función impulso-respuesta.

La ecuación [7] no es la representación del sistema en forma de media móvil, ya que el proceso VAR cointegrado es inestable, y los coeficientes Φ_n no tienden a cero. Excepto en el caso estacionario, el efecto de un impulso no tiene porque finalizar asintóticamente, y en general la suma de los coeficientes no será finita.

La matriz de impulso-respuesta Φ_n incorpora información de efectos contemporáneos, ya que ignora la correlación contemporánea entre los residuos. Para evitar estos problemas se analizan las funciones respuesta a impulsos ortogonalizados recurriendo a la representación de media móvil del VAR(k). Definimos $\Theta_n = \Phi_n P$, siendo P el triángulo inferior de la descomposición de Choleski de Δ . El componente $\Theta_{ij,n}$ de Θ_n se interpreta como la respuesta de la variable X_i a un impulso en la variable X_j , n períodos después, siendo el tamaño del impulso la desviación típica de ε_j . Las funciones impulso-respuesta ortogonalizadas deben interpretarse con precaución ya que la ortogonalización impone un cierto pre-orden en la entrada de las variables en el modelo que implica una interpretación semiestructural en el modelo. La variable que entra en primer lugar en el sistema actúa como la más exógena a él. Los movimientos en esta variable, en un momento del tiempo dado, preceden a los movimientos del resto de variables, las cuales le siguen en el sistema²¹.

Uno de los problemas del análisis de las funciones impulso-respuesta es el orden en el cual las variables se introducen en el VAR. Lo adecuado sería analizar las funciones impulso respuesta para todos los órdenes posibles. Sin embargo, dado que el interés principal del trabajo es la conducta del mercado de capitales con respecto al resto de variables del sistema, se han seleccionado las funciones impulso-respuesta relacionadas con este objetivo. También se incluyen algunas otras de interés.

Inicialmente se impusieron dos órdenes en las variables los cuales correspondían a una clara semiestructura en el modelo. En ambos casos se ha agrupado a las variables financieras frente a la producción industrial. Para el conjunto de variables financieras, se supone que la inflación precede a los movimientos en la tasa de interés y éstos a su

(21) Para la utilización de funciones impulso-respuesta como un instrumento de análisis ver Lutkepohl (1993).

vez preceden a los movimientos en el mercado de capitales. Este orden parece razonable para el período muestral analizado. En este período el objetivo de política económica fue el control de la inflación y se utilizó como instrumento a los tipos de interés. Por otro lado, durante los años 80 la deuda pública española se incrementó notablemente, como reflejo de la dependencia que la economía española tiene del sector público. Una reducción del tipo de interés se interpreta como buenas noticias para la bolsa, sin embargo, la reducción sólo puede llevarse a cabo si no pone en peligro la financiación de la deuda. En este sentido se ha considerado al mercado de capitales seguidor del mercado de deuda y, por tanto, movido por las tasas de interés. Los dos órdenes dependen de sí la producción industrial precede o no al conjunto de variables financieras.

El gráfico 3 presenta las funciones impulso-respuesta, junto con sus bandas de confianza, para el siguiente orden en las variables: IPI, INF, RFR, IND; es decir, la actividad real precede a las variables financieras. El gráfico 4 presenta el orden alternativo, donde las variables financieras preceden a la producción industrial, es decir: INF, RFR, IND, IPI. En los gráficos, las funciones $X_i \rightarrow X_j$ representan la función analítica $\Theta_{ij,n}$, y son la respuesta de la variable X_i a un impulso en la variable X_j para los 24 períodos representados gráficamente²².

La respuesta de IND a un impulso en sí misma es siempre positiva y permanece positiva durante toda la función, estabilizándose después de dos períodos. La respuesta casi inmediata de los precios indica que el mercado es eficiente y los movimientos en los precios no pueden predecirse únicamente en base al pasado.

La respuesta de IND a RFR es negativa, decayendo en el período inmediato y creciendo en los períodos siguientes, aunque se estabiliza en valores negativos²³. Esta respuesta es consistente con el rol del tipo de interés como factor de descuento.

Un impulso en INF inicialmente produce una caída en IND, que se agudiza en el segundo período para posteriormente recuperarse. La respuesta en períodos de orden superior permanece negativa, aunque no tanto como en los períodos anteriores. Este resultado es consistente con lo obtenido por Cutler *et al.* (1988) y los resultados obtenidos por Fama (1981), indicando que el mercado de capitales no compensa por inflación.

La forma de la respuesta de IND a IPI es bastante similar para los dos órdenes propuestos. Para los dos períodos iniciales hay un forma creciente, que continúa en el tercero pero no tan acusada. En el cuarto período se produce un decrecimiento que no cancela el crecimiento inicial. En los períodos siguientes la evolución es oscilante, estabilizándose alrededor el octavo período en un valor superior al de la respuesta inicial. Cuando IPI precede al conjunto financiero, gráfico 3, la respuesta inicial de IND a IPI es negativa. Sin embargo, cuando las variables financieras entran las primeras en el VAR, como en el gráfico 4, la respuesta inicial es cero, debido al orden impuesto en el sistema. Por otro lado, en el primer período, la respuesta de IPI a un impulso en IND es negativa o cero si IPI precede a IND en el VAR. En todos los casos crece a lo largo del tiempo y se estabiliza en valores positivos²⁴.

(22) Las funciones impulso-respuesta completas, para los dos órdenes comentados en el artículo, están disponibles previa petición a las autoras.

(23) Cuando se intercambia el orden de IND y RFR, precediendo IND a RFR en el VAR, la respuesta inicial es negativa pero finaliza estabilizándose en valores positivos.

(24) La forma de la respuesta se mantiene cuando el orden de las variables financieras se intercambia. Depende sólo de la situación de IPI con respecto a las variables financieras.

Gráfico 3: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA

IPI, INF, RFR, IND

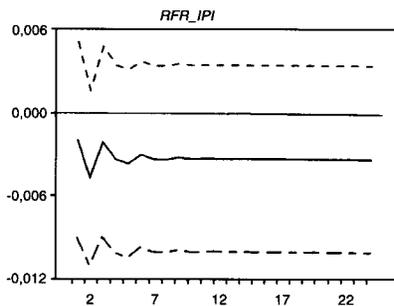
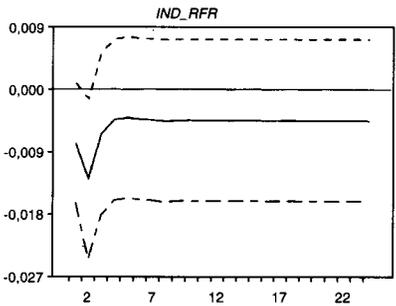
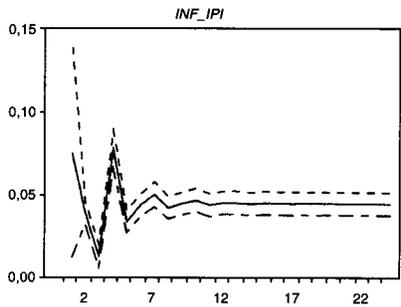
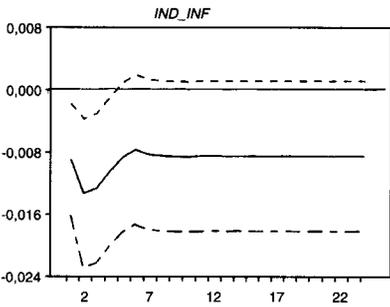
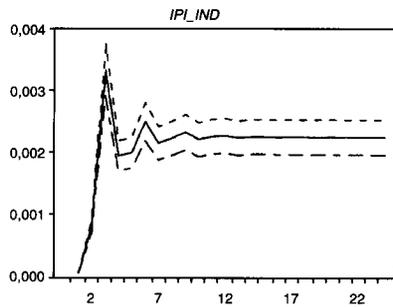
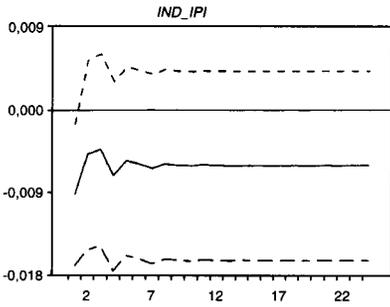
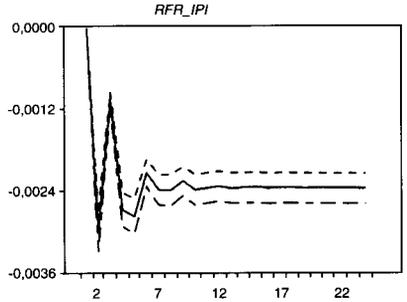
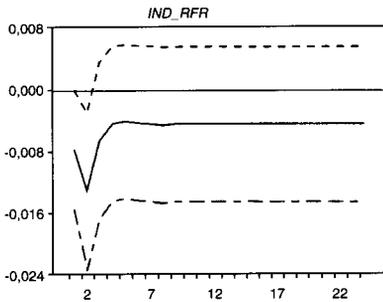
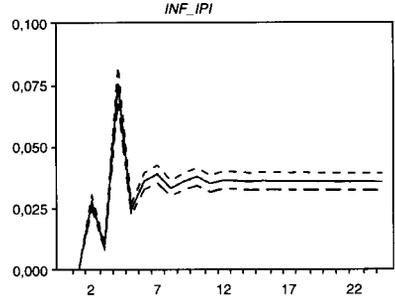
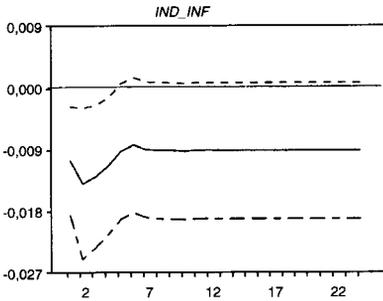
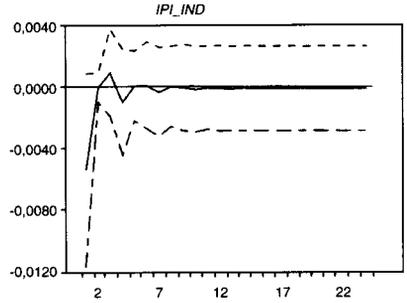
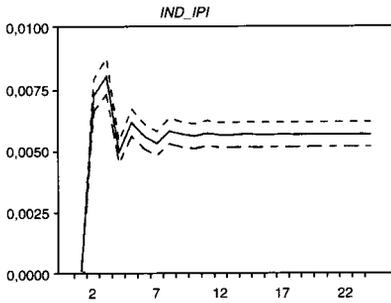


Gráfico 4: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA

INF,RFR,IND,IPI



De acuerdo con Sims (1981) la estabilidad de las funciones impulso-respuesta para diferentes órdenes de las variables es un indicador de la adecuación del modelo. La forma de las respuestas de IND a IPI es similar en ambos órdenes, lo cual indica la estabilidad del sistema. Por otro lado, las diferencias de signo encontradas en la respuesta de IND a IPI implican precaución a la hora de establecer conclusiones sobre las relaciones entre el mercado de capitales y la actividad real.

El análisis de las funciones impulso-respuesta indica que podemos tener dos interpretaciones válidas. La primera es que el modelo omite variables que quedan recogidas en las perturbaciones. Este supuesto distorsionaría las funciones impulso-respuesta e invalidaría cualquier intento de hacer interpretaciones estructurales del modelo. El segundo supuesto es más favorable. No hay razón económica para que el mercado de capitales reaccione con una respuesta negativa a un crecimiento en la actividad real. En el peor de los casos, en un mercado de capitales puramente especulativo, impulsos en la producción no afectarían al índice de precios. Por tanto podemos descartar la especificación del modelo que lleva a respuestas negativas de IND a IPI para períodos de tiempo largos. Los resultados se interpretan como que el mercado de capitales actúa como un predictor racional de la producción. Su predicción es más ajustada en el largo plazo. Esta interpretación positiva está en la línea de Fama (1981), Fama (1990) y Peiro (1995) quienes encuentran que la producción industrial explica rentabilidades sólo cuando se incluyen en la regresión valores futuros del índice de producción industrial.

4. CONCLUSIONES

Estamos interesados en la racionalidad del mercado de capitales en España. Se entiende por racionalidad que el mercado de capitales está relacionado y dirigido por sus fundamentos en el largo plazo. El marco de análisis es un VAR integrado por el índice de precios del mercado de capitales, la inflación, las tasas de interés y la producción industrial. Contrastamos la existencia de relaciones entre el mercado de capitales y sus fundamentos en el largo plazo contrastando la existencia de cointegración en el VAR. Se utiliza el procedimiento de Johansen para cointegración. Se acepta la existencia de un único vector de cointegración, en el que participan todas las variables del sistema.

La existencia de cointegración en el sistema permite concluir que las variables tienden a evolucionar juntas a lo largo del tiempo. Dado que las relaciones de cointegración no son identificables la relación de cointegración no puede ser interpretada y no podemos establecer conclusiones sobre las interrelaciones entre las variables.

Se utilizan las funciones impulso-respuesta para conocer las relaciones entre las variables económicas. Los resultados obtenidos son consistentes con otros estudios en finanzas. Como se esperaba, el índice de precios se mueve negativamente con el tipo de interés. Incrementos en la producción industrial conllevan incrementos en la inflación y disminuciones en los tipos de interés. Las relaciones entre el mercado de capitales y la actividad real dependen de la estructura impuesta en el modelo a través del orden de las variables en el VAR. La consistencia económica requiere una relación positiva entre mercado de capitales y producción, según esto se puede concluir que el mercado de capitales actúa como un predictor racional de la producción en el mercado Español.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abel, B. (1988): "Stock prices under time-varying dividend risk. An exact solution in an infinite-horizon general equilibrium model", *Journal of Monetary Economics*, 22, págs. 375-393.
- Ansotegui, C. (1992): *Stock Market and Real Activity in the U.S.A. and Japan. Cointegration Analysis*, PhD thesis, University of Pennsylvania.
- Balbers, R.J., Cosimano, T.F. y McDonald, B. (1990): "Predicting stock returns in an efficient market", *The Journal of Finance*, 4, págs. 1.109-1.128.
- Barro, R. (1990): "Stock market and investment", *Review of Financial Studies*, 3, págs. 115-137.
- Campbell, J.Y. y Shiller, R.J. (1988): "Interpreting cointegrated models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 112, págs. 505-522.
- Campbell, Y.J. y Perron, P. (1991): Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots, Mimeo, presented at the National Bureau of Economic Research Macroeconomics Conference.
- Chen, N.F. (1991): "Financial investment opportunities and the macroeconomy", *The Journal of Finance*, 46, págs. 529-554.
- Chen, N.F., Roll, R. y Ross, S. (1986): "Economic forces and the stock market", *Journal of Business*, 59, págs. 383-403.
- Cochrane, J.H. (1991): "Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations", *The Journal of Finance*, 46, págs. 209-237.
- Cutler, D.M., Poterba, J.M. y Summers, L.H. (1988): What moves stock prices?, National Bureau of Economic Research.
- Dolado, J.J. (1993): "Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: A guide", *Revista Española de Economía*, 10, págs. 201-223.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, págs. 251-276.
- Estrella, A. y Hardouvelis, G.A. (1991): "The term structure as predictor of real economic activity", *The Journal of Finance*, 46, págs. 555-576.
- Fama, E.F. (1981): "Stock returns, real activity, inflation and money", *The American Economic Review*, 71, págs. 545-563.
- Fama, E.F. (1990): "Stock returns, expected returns and real activity", *The Journal of Finance*, 45, págs. 1.089-1.108.
- Fama, E.F. y French, K.R. (1989): "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, págs. 23-49.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Gonzalo, M. (1994): "Comparison of five alternative methods of estimation long run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, 60, págs. 203-233.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs. 231-254.
- Johansen, S. (1991a): Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, Research Report, 76, Department of Statistics (University of Helsinki).
- Johansen, S. (1991b): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, págs. 1.511-1.580.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, págs. 169-211.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992): "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, págs. 211-244.

- Kandel, S. y Stambaugh, R.F. (1988): Modeling expected stock returns for long and short horizons, Working Paper, 42, Rodney L. White Center for Financial Research (Wharton School of the University of Pennsylvania).
- Keim, D.B. y Stambaugh, R.F. (1986): "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, págs. 357-390.
- Lütkepohl, H. (1993): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin, Springer-Verlag.
- Lütkepohl, H. y Reimers, H.E. (1990): Impulse response analysis of co-integrated systems with an application to German Money Demand, Manuscript.
- Peiro, A. (1995): Stock prices, production and interest rates: Comparison of three european countries with the USA, mimeo, For forecoming in *Empirical Economics*.
- Shiller, R.J. (1981): "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?", *American Economic Review*, 71, págs. 421-436.
- Sims, C.A. (1981): An Autoregressive Index Model for the U.S. 1948-1975. In *Large-Scale Macro-Econometric Models*, New York, North-Holly.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing common trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, págs. 1.097-1.107.

Fecha de recepción del original: abril, 1997

Versión final: diciembre, 1997

ABSTRACT

In this paper, we are interested in empirically testing the existence of a long-run relationship between the Spanish stock market and its fundamentals. We are concerned with the behaviour of the aggregate index of the Madrid Stock Exchange in a macroeconomic context. The fundamentals are industrial production, inflation, and interest rates.

We include all the aforementioned variables in a vector autoregression and test the existence of cointegration by way of Johansen's procedure. We find that cointegration exists, and we conclude that there is a long-run relationship between the stock market and its fundamentals.

The long-run relationship between the variables does not allow us to infer the interrelations between them. In order to obtain some insight into the short-run interactions between the variables, we perform an impulse-response analysis.

Keywords: asset pricing models, stock market and fundamentals, long-run relationship, cointegration, impulse response analysis.