LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERES ESPAÑOLES BAJO LA HIPOTESIS DE EXPECTATIVAS RACIONALES*

*Vicente Esteve***

En este trabajo, se contrasta para la economía española una versión de la estructura temporal de los tipos de interés bajo la hipótesis de mercados eficientes y de expectativas racionales. Se utilizan los procedimientos de cointegración desarrollados por Phillips y Hansen (1990), y el método de estimación de vectores cointegrados de máxima verosimilitud propuesto por Johansen y Juselius (1991). Los resultados muestran que, bajo ciertas circunstancias, este modelo de estructura de los tipos de interés no puede ser rechazado.

Palabras clave: *actividad crediticia, tipos de interés, política monetaria, expectativas racionales, modelos econométricos, contrastación de hipótesis, España.*

1. Introducción

En los últimos años ha habido un aumento significativo de la literatura económica que analiza la estructura temporal de los tipos de interés bajo diferentes ópticas. Para la economía financiera, el interés proviene de su conexión con los precios de los títulos que tienen diferentes períodos de maduración (Shiller, 1990). Desde el punto de vista macroeconómico, la estructura temporal de los tipos de interés tiene importantes implicaciones para la modelización de la política monetaria y fiscal, así como para la evaluación de las políticas macroeconómicas[1]. Por ejemplo, si las autoridades monetarias pueden controlar más directamente los tipos de interés a corto plazo, pero los componentes de la demanda agregada dependen en mayor medida de los tipos de interés a largo plazo, la estructura temporal de los tipos de interés (o la relación de largo plazo entre tipos a largo y a corto plazo) determinará el mecanismo de transmisión monetaria y la habilidad de las autoridades monetarias para influir en las variables macroeconómicas reales (Clarida y Friedman, 1983).

El enfoque que más atención ha recibido dentro de las diferentes teorías de la estructura temporal de los tipos de interés ha sido sin duda la teoría de las expectativas y, más reciente-

* El trabajo se enmarca en los proyectos CICYT-SEC92-0980-C02-02 y DGICYT-93-028 del Plan Nacional de I + D del Gobierno Español, y ha podido ser realizado gracias al apoyo financiero de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorro y del Programa de Estancias de Investigación en el Extranjero de la Consellería de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana.

** Becario postdoctoral del *Centre de Recherche et développement économique* (CRDE) de la *Université de Montréal*.

[1] Algunos estudios utilizan un enfoque determinístico mediante la aplicación de modelos IS-LM no estócasticos, en los que se incluye una relación de arbitraje entre tipos de interés a corto y a largo plazo (Blanchard, 1981; Turnovsky y Miller, 1984; y Turnovsky, 1989); otros utilizan versiones estocásticas del modelo IS-LM en la que la relación de arbitraje es derivada del comportamiento maximizador de los especuladores aversos al riesgo (McCafferty, 1986; y Turnovsky, 1989); por último, más recientemente, se han analizado los efectos de la política fiscal sobre la estructura temporal de los tipos de interés en un contexto de optimización temporal de los agentes económicos (Fisher y Turnovsky, 1992).

mente, la hipótesis de expectativas racionales. El enfoque de expectativas asume que las tasas anticipadas del rendimiento de un conjunto de títulos con diferentes períodos de maduración, difieren solamente de un término que recoge la prima de riesgo, el cual se supone que es constante en el tiempo. Los tipos de interés a largo plazo pueden expresarse en función de la suma ponderada de los tipos de interés a corto plazo, actuales y esperados en el futuro, mientras que la diferencia entre ambos (diferencial) recogería las expectativas del mercado sobre movimientos futuros de los tipos de interés a corto plazo (Meiselman, 1962 y Kessel, 1965). Bajo estas circunstancias, con un diferencial positivo, los tipos de interés a corto plazo esperados en el futuro deberían ser superiores (en media) que los tipos de interés a corto plazo actuales.

Desde la revolución acaecida en la economía financiera con la llegada de la hipótesis de los mercados eficientes en los años sesenta, el modelo ha sido reinterpretado bajo la hipótesis de las expectativas (Begg, 1982 y Shiller, 1990). Bajo la hipótesis de expectativas racionales de los agentes, el modelo predice adicionalmente que los movimientos en la estructura temporal de los tipos o, más particularmente del diferencial, son debidos a las revisiones en las expectativas de los agentes económicos sobre los tipos de interés a corto plazo, según la nueva información del mercado. Bajo expectativas racionales, el diferencial debería ser no predicible a partir de la información disponible en el mercado. Además, asumiendo también la hipótesis de mercados eficientes, las autoridades monetarias podrían alterar los tipos de interés a largo plazo mediante intervenciones selectivas en el mercado de títulos a corto plazo, aunque no podrán modificar la estructura temporal de los tipos (Mankiw y Summers, 1984; y Shiller, Campbell y Schoenholtz, 1983).

Bajo estas últimas premisas, utilizamos los recientes trabajos de Campbell y Shiller (1987, 1998) en los que se desarrolla una conexión directa entre la estructura temporal de los tipos de interés (bajo la hipótesis de expectativas racionales y mercados eficientes) y las técnicas de cointegración y de corrección de error, para contrastar tal teoría para el caso español.

En el trabajo de Campbell y Shiller (1987), se contrasta la teoría para el caso americano utilizando las técnicas de cointegración de Engle y Granger (1987), método basado en los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Sin embargo, este último enfoque de cointegración ha sido desaconsejado debido a los problemas de eficiencia y de optimalidad en la inferencia (Stock, 1987, Phillips y Loretan, 1991, entre otros). Por ello, en la contrastación para el caso español se utilizan recientes técnicas de multicointegración desarrolladas por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), y el enfoque semiparamétrico sugerido en Phillips y Hansen (1990) y Phillips y Loretan (1991), método que corrige la correlación serial y la endogeneidad de las variables.

Por otra parte, contrastamos la teoría de los tipos de interés mediante los test de causalidad de Granger (1969).

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los elementos esenciales de la teoría de los tipos de interés bajo la hipótesis de expectativas racionales y mercados eficientes, y la metodología empleada en la contrastación según el esquema propuesto por Campbell y Shiller (1987, 1988), en un contexto de relaciones de cointegración entre las variables. En la sección 3, se comprueba empíricamente si los datos mensuales de la economía española para el período 1978-1992 son consistentes con las restricciones impuestas por el enfoque de expectativas racionales de la estructura temporal de tipos de interés. La sección 4, recoge algunas conclusiones relevantes. En un apéndice se presentan los datos y las fuentes utilizados.

2. Consideraciones teóricas

2.1. La estructura temporal de los tipos de interés bajo la hipótesis de mercados eficientes y expectativas racionales

Bajo el punto de vista de la hipótesis de las expectativas, se considera un primer tipo de agente representativo que opera en el mercado financiero con sus expectativas formadas racionalmente, y un segundo tipo de agente que participa en el mercado realizando operaciones de arbitraje con el objeto de realizar

rápidos beneficios. Los agentes pueden realizar dos tipos de inversiones alternativas. La primera consiste en invertir sus fondos n períodos, adquiriendo activos a largo plazo con un período de amortización de n períodos, R^t_n, títulos que mantienen en su cartera hasta el final de la vida del mismo. La segunda alternativa consiste en la compra de una sucesión de activos de corto plazo cuya maduración es de un solo período (r_t, r_{t+1}, ..., r_{t+n-1}). Bajo los supuestos de que el agente es neutral al riesgo[2] y que no existen costes de transacción, la hipótesis tradicional de expectativas racionales de la estructura de los tipos de interés puede representarse en función de la siguiente expresión:

$$R^n_t = 1/n\,[r_t + E_t r_{t+1} + \ldots + E_t r_{t+n-1}] \qquad [1]$$

ecuación que indica simplemente que el tipo de interés del título de n períodos de maduración puede expresarse en función de la media esperada de los tipos de interés de los títulos de corto plazo, para la totalidad del período que el activo a largo plazo permanece en la cartera del agente inversor.

Una limitación importante de la formulación de la estructura de los tipos de interés de la expresión [1], proviene del hecho de que supone que el agente inversor otorga igual peso a todos los tipos de interés a corto plazo que aparecen en el lado derecho de la ecuación. Shiller (1979), y Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983) han presentado una solución a este problema otorgando menor peso a los tipos de interés a corto plazo más distantes en el futuro. Bajo esta premisa, la estructura temporal de los tipos de interés se puede expresar como:

$$R^n_t = \frac{1-\alpha}{1-\alpha^n} \sum_{k=0}^{n-1} \alpha^k\, E_t\,(r_{t+k}) \qquad [2]$$

donde $\alpha = 1/(1+R^*)$ y R^* es la media de los tipos de interés de los títulos a largo plazo. De este modo, la ecuación [2] relaciona el tipo de interés a largo plazo, R^n_t, en función del valor presente descontado (geométricamente) de los tipos de interés a corto plazo.

Si se asume que el título de largo plazo tiene un cupón fijo pagadero cada período, pero de carácter perpetuo, la ecuación [2] se transforma cuando n tiende a infinito en:

$$R^n_t = (1-\delta) \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k\, E_t\,(r_{t+k}) \qquad [3]$$

donde $0 < \delta < 1$, y la variable E_t representa la expectativa racional de los agentes, condicionada a la información disponible en el momento t, I_t. La teoría de las expectativas de la estructura de los tipos de interés impone una restricción sobre δ, que consiste en que este parámetro puede ser aproximado como proponen Mankiw y Summers (1984), por $\delta = 1/(1+R^*)$.

Si sustraemos r_t de ambos lados de la ecuación [3], obtenemos la estructura temporal de los tipos de interés en función del diferencial de los tipos de interés a largo plazo y de los tipos de interés a corto plazo, S_t:

$$S_t = R^n_t - r_t = E_t \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k\, \Delta r_{t+k} = E_t\, S^f_t \qquad [3']$$

La expresión [3'] recoge la idea de que el diferencial observado entre los tipos de interés a largo y a corto plazo, S_t, puede verse como una predicción óptima de la media ponderada de futuros cambios de los tipos de interés a corto plazo, S^f_t, condicionada a la información disponible por los agentes, I_t.

En síntesis, la teoría de la estructura temporal de los tipos de interés bajo la hipótesis de expectativas racionales y mercados eficientes (en adelante simplemente ETTIR) se puede resumir en dos proposiciones importantes:

a) De acuerdo con las ecuaciones [2] y [3], los tipos de interés a largo plazo pueden expresarse en función de la suma pondera de los tipos de interés a corto plazo, actuales y esperados en el futuro.

b) Según la ecuación [3'], la diferencia entre los tipos de interés a largo plazo y a corto plazo (diferencial) recogería las expectativas del mercado sobre movimientos futuros de los tipos de interés a corto plazo. Bajo estas circunstancias, con un diferencial positivo, los tipos de interés a corto plazo esperados

[2] Se supone, por lo tanto, que la prima de liquidez o el término de riesgo es constante en el tiempo, por lo que este parámetro no aparece en el modelo utilizado en el texto.

en el futuro deberían ser superiores (en media) que los tipos de interés a corto plazo actuales, mientras que con la presencia de un diferencial negativo deberían ser inferiores.

2.2. Estructura temporal de los tipos de interés, cointegración y corrección de error

En este apartado, se describe brevemente las condiciones desarrolladas por Campbell y Shiller (1987, 1988) a partir de la expresión[3'], que nos sirven para contrastar la ETTIR, utilizando la teoría de la cointegración.

Engle y Granger (1987), han mostrado que si dos variables están cointegradas pueden tener una representación bajo la siguiente forma de corrección de error.

$$B(L)\,\Delta z_t = -\lambda S_{t-1} + e_t \qquad [4]$$

donde $z_t = [R_t, r_t]'$, $B(L)$ es una matriz polinomial 2 x 2 con retardos de orden q, y λ es un vector columna con dos elementos. La ecuación [4] implica que si al menos un elemento del vector λ no es cero, existirá una relación de causalidad de S_t hacia Δz_t.

Existen dos posibles mecanismos que entrañan la presencia de cointegración en un modelo como [4], los cuales representan dos interpretaciones económicas.

En primer lugar, un mecanismo que recoge la presencia de cointegración es el de *relación causa-efecto*. El teorema de representación de Granger liga la presencia de cointegración a la existencia de una representación de los datos que corrige los errores del equilibrio a largo plazo. Bajo esta representación de corrección de error (MCE), tal y como [4], la combinación lineal estacionaria de R_t y r_t causa, en el sentido de Granger (1969), los cambios de ambas variables. El MCE recoge tanto el desequilibrio a corto plazo, como la forma en que las variables del sistema tienden hacia el equilibrio de largo plazo. En este sentido, el MCE causa cambios en las variables del modelo. Este fenómeno ha sido desarrollado en los trabajos de los autores de la Escuela de la LSE (Phillips, 1954; Sargan, 1964; Davidson, Hendry, Srba y Yeo, 1978; Davidson y Hendry, 1981; y Hendry, 1986, entre otros), y por los propios Engle y Granger (1987). Estos autores consideran que el ajuste hacia el equilibrio a largo plazo descrito por la teoría económica es, por lo general, lento. En definitiva, todo modelo que imponga una relación determinística a largo plazo entre dos variables económicas que son integrables del mismo orden, dejándolas desviarse en el corto plazo, presentará una relación de cointegración.

Bajo esta interpretación, partiendo de la expresión [3'] y bajo el supuesto de que existe una prima de riesgo constante en el tiempo, Campbell y Shiller (1987) muestran que si los tipos de interés a corto plazo, r_t, son $I(1)$, y el diferencial entre tipos a corto y a largo S_t, es una variable estacionaria en niveles o $I(0)$, las tasas de interés a largo plazo y a corto plazo deberán estar cointegradas en un vector de cointegración $(1, -1)$ de acuerdo con la expresión:

$$R_t = \eta + \theta\, r_t + u_t \qquad [5]$$

Una segunda interpretación alternativa, hace depender el mecanismo que produce relaciones de cointegración de las *previsiones* de las variables más que del mecanismo de causa-efecto. Este mecanismo ha sido formalizado precisamente en la literatura de los modelos de ETTIR considerados en nuestro trabajo. En este contexto, Campbell y Shiller (1987, 1988) describen el MCE como resultado de las previsiones de los agentes sobre los cambios en las variables. Estos autores muestran que si una variable es $I(1)$ y otra variable produce una previsión racional de valores futuros de aquélla, estas dos variables estarán cointegradas. En general, cuando las previsiones están basadas sobre un conjunto multidimensional de variables, la combinación lineal estacionaria causará (en el sentido de Granger) los cambios al menos en la variable predicha. Además, es posible que la variable que produce las previsiones de los agentes económicos sea también afectada.

La ETTIR, es un buen ejemplo del mecanismo descrito por Campbell y Shiller (1987, 1988). Bajo este segundo mecanismo generador de cointegración, y suponiendo que existe una prima de riesgo constante en el tiempo, Campbell y Shiller (1988)

muestran que el diferencial entre los tipos de interés a largo y a corto plazo producirá cambios en ambas variables debido a las relaciones de causa-efecto en el sentido de Granger (1969). Y esto es así porque S_t contiene información en los retardos de Δz_t que sirve a los agentes económicos para predecir Δz_{t+j}. En otras palabras S_t causa en el sentido de Granger a Δr_t (o a ΔR_t) debido a que los agentes económicos tienen mayor información disponible que la que contiene los retardos de Δr_t. En definitiva, Campbell y Shiller (1988) representan la ETTIR en forma de un modelo de valor presente, en que el MCE es el resultado de cambios en las previsiones de los agentes económicos sobre las variables del sistema.

Esta idea puede ser desarrollada en términos más formales utilizando la relación entre cointegración y modelos de corrección de error. Así, la ecuación [4] que representa el MCE puede ser expresada en forma de un Vector Autorregresivo (VAR). Así, si el operador de retardos en $B(L)$ es uno, la expresión [4] puede reescribirse en forma de un VAR de segundo orden en función del vector $[\Delta r_t, S_t]'$:

$$G(L)\begin{bmatrix}\Delta r_t \\ S_t\end{bmatrix} = \varepsilon_t \qquad [6]$$

donde $G(L)$ es una matriz polinomial.

Si se define un vector $y_t = [\Delta r_t, \ldots, \Delta r_{t-p+1}, S_t, \ldots, S_{t-p+1}]'$ que sigue un proceso $AR(1)$, tal y como $y_t = Ay_{t-1} + v_t$, donde A es la matriz representativa de los coeficientes autorregresivos, se puede utilizar la fórmula estándar para efectuar la previsión en un VAR:

$$E[y_{t+k}|H_t] = A^k y_t \qquad [7]$$

donde H_t es el conjunto de la información disponible para el económetra (subconjunto del conjunto de la información I_t), que incluye solamente los valores corrientes y retardados de los tipos de interés a corto y a largo plazo.

Si se define dos vectores *1 x 2j*, *g' y h'*, y se efectúa proyecciones en ambos lados de la expresión [3] utilizando la expresión [7], se puede obtener las ecuaciones:

$$S_t = g' y_t = S'_t \qquad [8]$$

$$S'_t = \sum_{j=1}^{\infty} d^j h' A^j y_t = h' dA\,(I - dA)^{-1} y_t \qquad [8']$$

donde la condición que impone el modelo de ETIR, es simplemente que el diferencial entre los tipos de interés a corto y a largo plazo, S_t, debe ser igual a una previsión no restringida del valor presente de la futura primera diferencia de los tipos de interés a corto plazo Δr_t, en el VAR [5] evaluado utilizando la expresión [7], donde S' es el diferencial teórico (Campbell y Shiller, 1987, 1988, para más detalles). Bajo estas condiciones, el diferencial debería causar en el sentido de Granger a la primera diferencia del tipo de interés de corto plazo en el VAR bivariante estimado entre Δr_t y S_t.

Campbell y Shiller (1987) proponen un enfoque alternativo más informal para contrastar las restricciones impuestas en [8). Estos autores muestran que el diferencial observado con los datos, S_t, debe moverse conjuntamente en el tiempo con el diferencial teórico, S'_t definido en [3'] y generado por el VAR estimado de la expresión [6] u [8]. Si la teoría de la ETTIR es refrendada por los datos, estas dos variables deberían diferir sólo por el término de error. En este caso, la predicción óptima no restringida por el VAR estimado del valor presente de futuros cambios de r_t (diferencial teórico) debería coincidir con el verdadero diferencial, puesto que los agentes pueden predecir de antemano la posible desviación. Y esto es así, porque S_t contiene información en los retardos de Δz_t que sirve a los agentes económicos para predecir Δz_{t+j}.

En síntesis, existen varias vías econométricas para evaluar el cumplimiento del modelo del valor presente de la estructura temporal de tipos de interés más arriba descrito.

Una primera vía es comprobar, de acuerdo con las expresiones [3'] y [4], que los tipos de interés a corto y a largo plazo están cointegrados en un vector que de existir tendrá que ser (1, -1).

Una segunda vía es estimar un VAR restringido bivariante (BVAR) de $[\Delta r_t, S_t]'$, tal como [6], y comrpobar que:

1. El diferencial entre los tipos de interés a corto y a largo

GRAFICO 1

TIPOS DE INTERES NOMINALES A LARGO PLAZO [R_t]

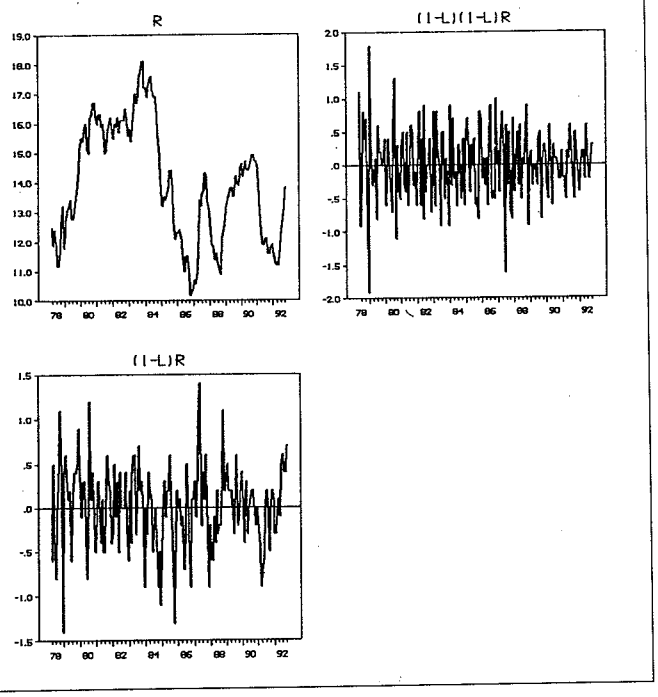
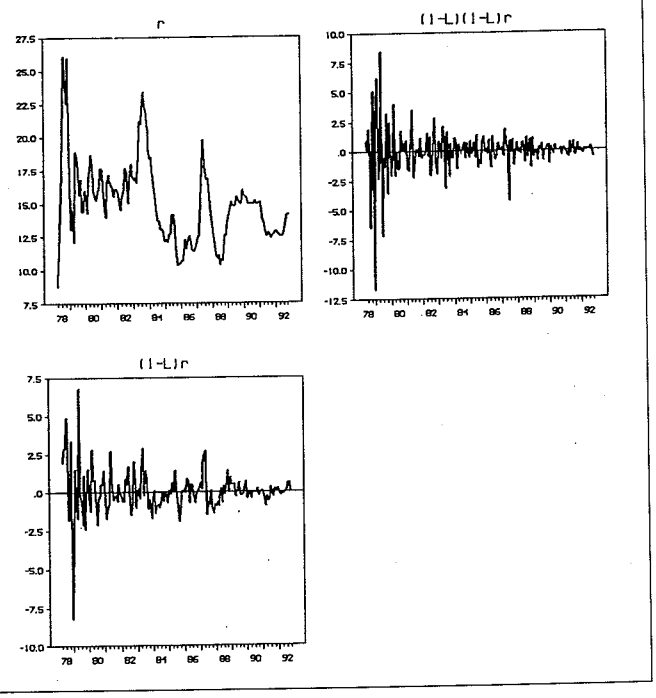


GRAFICO 2

TIPOS DE INTERES NOMINALES A CORTO PLAZO [r_t]



plazo causa en el sentido de Granger los cambios en los tipos de interés a corto plazo (o a largo plazo).

2. El diferencial observado, S_t, se mueve conjuntamente con el diferencial teórico, S'_t, generado por el VAR estimado.

3. Resultados empíricos para el caso español

3.1. Estacionariedad de los datos

En el trabajo se utilizan datos mensuales para el período 1978:3 a 1992:10. La descripción detallada de las variables y sus fuentes, pueden verse en el apéndice. La evolución temporal de las variables R_t, r_t y S_t, aparecen representados en los Gráficos 1, 2 y 3, respectivamente

La estacionariedad de las series es contrastada, en primer lugar, mediante los test de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988), contrastes que corrigen la autocorrelación serial mediante un enfoque no paramétrico[3]. Los resultados de estos test se presentan en el Cuadro 1. Para el caso de las variables R_t y r_t, se puede rechazar la hipótesis nula de que las mismas son $I(2)$ frente a la alternativa de ser $I(1)$. Por el contrario, no se puede rechazar que sean $I(1)$ sin constante ni tendencia frente a la alternativa de ser $I(0)$. Por lo que respecta a la variable S_t, a través de los test de Phillips y Perron se llega a la conclusión de que la misma es estacionaria en niveles sin constante ni tendencia, o $I(0)$.

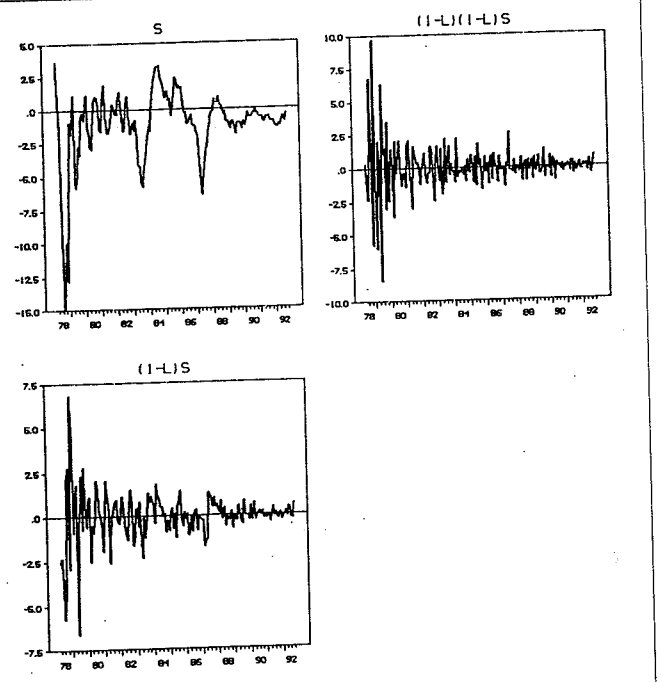
[3] Véase Perron (1988) para una definición exacta de estos contrastes y del factor de corrección utilizado. La correcta aplicación de estos test requiere la especificación del número de retardos, m, utilizados en la varianza del estimador de Newey y West (1987). Schwert (1987) sugiere utilizar la regla dada por la expresión:

$$m = int\left[n\,(T/100)^{1/4}\right]$$

donde $int[.]$ denota el valor entero del argumento recogido entre corchetes. En nuestro caso, con datos mensuales, $m = 13$.

GRAFICO 3

DIFERENCIAL ENTRE TIPOS DE INTERES A LARGO Y A CORTO PLAZO [$S_t = R_t - r_t$]



En conclusión, en una primera aproximación, los datos de la economía española cumplen las condiciones necesarias impuestas por el modelo de *ETTIR:* R_t y r_t son $I(1)$, por lo que satisfacen la condición necesaria para formar un vector de cointegración, mientras que diferencial entre ambas variables, S_t, es estacionario en niveles o $I(0)$.

3.2. Cointegración

En este apartado se contrasta si los tipos de interés a largo y a corto plazo están cointegrados en un vector $(1, -1)$. En primer lugar, estimamos el vector de cointegración por el procedimiento desarrollado por Phillips y Hansen (1990), método que corrige de manera semiparamétrica la correlación serial y la posible endogeneidad de las variables. Como han demostrado recientemente Phillips y Loretan (1991) y Phillips (1991), las estimaciones basadas en el procedimiento de Phillips y Hansen tienen las mismas propiedades que los estimadores obtenidos por máxima verosimilitud con información completa. En síntesis, en comparación con los coeficientes obtenidos por el método clásico de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de Engle y Granger (1987), los coeficientes estimados tienen menores sesgos en los t-ratios en muestras finitas, la inferencia es óptima y los test de hipótesis pueden ser implementados bajo la forma de una función x^2 asintóticamente estándar.

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	ΔR_t	Δr_t	ΔS_t
$Z(\phi_3)$	87.03°	58.75°	57.58°
$Z(t_\alpha)$	-13.31°	-10.95°	-10.94°
$Z(t_\mu)$	1.02	0.57	0.002
$Z(t_\beta)$	-1.76	-1.08	0.17
$Z(\phi_2)$	58.02°	39.17°	38.39°
$Z(t_\alpha^*)$	-13.08°	-10.84°	-10.95°
$Z(t_\alpha')$	-13.01°	-10.81°	-10.95°
	R_t	r_t	S_t
$Z(\phi_3)$	22.93°	17.43°	7.00°
$Z(t_\alpha)$	-6.62°	-5.82°	-3.77°
$Z(t_\mu)$	6.68°	5.82°	-1.49
$Z(t_\beta)$	-2.79	-2.83	0.95
$Z(\phi_2)$	15.56°	11.75°	4.66
$Z(t_\alpha^*)$	-6.16°	-5.32°	-3.63°
$Z(t_\mu^*)$	6.20°	5.31°	-1.40
$Z(\phi_1)$	3.97	2.14	6.69°
$Z(t_\alpha')$	-0.04°	-0.46	3.32°

Valores críticos, 5 por 100, T = 250 (2):

$Z(\phi_3)$: 6.34	$Z(\phi_2)$: 4.75	$Z(\phi_1)$: 4.63
$Z(t_\alpha)$: -3.43	$Z(t_\alpha^*)$: -2.88	$Z(t_\alpha')$: -1.95
$Z(t_\mu)$: 3.09	$Z(t_\mu^*)$: 2.53	$Z(t_\beta)$: 2.79

Notas:
(1) a denota significatividad al 5 por 100.
(2) Los valores críticos de $Z(t_\mu)$, $Z(t_\mu^*)$, $Z(t_\beta)$ y $Z(\phi_i)$ $(i = 1, 2, 3)$ han sido tomados de Dickey y Fuller (1981, Tablas I a VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_\alpha)$, $Z(t_\alpha^*)$ y $Z(t_\alpha')$ han sido tomados de Fuller (1976, Tabla 8.5.2).

CUADRO 2

ESTIMACION DE LA RELACION A LARGO PLAZO ENTRE R_t Y r_t
Método de Phillips y Hansen (1990)

A) Estimación de Phillips-Hansen:
Variable dependiente: R_t
Período: 78:3 a 92:10 T = 176

Variable	Parámetro ø de la ecuación [5]: MCO	Corrección semiparamétrica	Error estándar	Estadístico $t_ø$
r_t	0.9037	0.9269	0.0274	33.82
R^2	-0.5391	-0.5717		

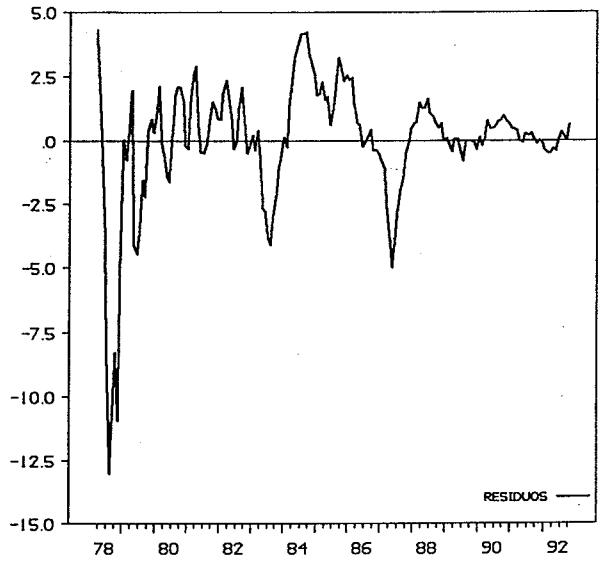
B) Test de raíces unitarias de Phillips y Ouliaris (1990) sobre los residuos:

Test	Residuos MCO	Residuos de la corrección semiparamétrica	Valor crítico 1 por 100
$\hat{Z}_\alpha$	-31.12	-31.46	-22.82 (a)
Z_t	-4.16	-4.18	-3.38 (b)

Notas:
(a) Valor crítico de Phillips y Ouliaris (1990), Tabla Ia.
(b) Valor crítico de Phillips y Ouliaris (1990), Tabla IIa.

GRAFICO 4

RESIDUOS DE LA ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION
Método de Phillips-Hansen *CI* [R_t, r_t]



En la parte *A* del Cuadro 2 aparecen los resultados de la estimación de la relación de cointegración entre R_t y r_t a través de la metodología de Phillips-Hansen, sin incluir una constante en la regresión de largo plazo. En la segunda y tercera columnas aparecen, respectivamente, las estimaciones del parámetro de cointegración entre ambas variables, mediante la estimación por MCO y a través de las correcciones semiparámetricas propuestas por Phillips y Hansen. Los resultados sugieren que el vector de cointegración entre ambas variables es (-1,0, 0,90). En la parte *B*, los test de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990) sobre los residuos estimados (Gráfico 4) indican que existe una relación de largo plazo entre R_t y r_t, al rechazar ambos contrastes la hipótesis nula de no cointegración, a un nivel de significatividad del 1 por 100.

En segundo lugar, utilizamos las recientes técnicas de multicointegración desarrolladas por Johansen y Juselius (1990), método de máxima verosimilitud que nos permite contrastar con precisión si los parámetros de la relación de cointegración entre ambas variables son (1, -1).

La metodología de máxima verosimilitud para estimar y contrastar sistemas de variables cointegradas presupone que el proceso generador de datos se puede representar por un modelo en forma de Vector Autorregresivo Gaussiano de orden finito k [$VAR(k)$], en el que se pueden incluir algunos componentes determinísticos, así como variables estacionales, y en el que se supone que el orden de integrabilidad de las variables es uno. Johansen y Juselius (1990), muestran que el $VAR(k)$ se puede expresar en el caso general, en forma de un sistema de diferencias de primer orden y de niveles retardados, tal y como la expresión:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \psi D_t + \varepsilon_t,$$
$$\varepsilon_t \sim N_p (o, \wedge) \qquad [9]$$

CUADRO 3

ESTIMACION DE LA RELACION A LARGO PLAZO ENTRE R_t Y r_t.
Método de Johansen y Juselius (1990).

VAR estimado: $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha (\beta', \beta_0) (X'_{t-1}, -1)' + \varepsilon_t$

A) Test para el número de vectores de cointegración:
Período: 78:3 a 92:10.
Número de retardos del modelo VAR: 8.
Restricciones del modelo VAR: $\mu_0 \neq 0$; $\mu_1 = 0$; γ_0, β_1, $\gamma_1 = 0$; $\beta_0 \neq 0$ (c).

Vector propio			Vector cointegración normalizado
R_t	r_t	Constante	
-0.045925	0.052275	-0.12501	(-1.0, 1.13, -2.72)

Número vectores cointegración bajo H_0	bajo H_1	Test del λ-máximo	Valor crítico al 95 por 100 (a)
r = 0	r = 1	18.2363	15.672
r ≤ 1	r = 2	3.1388	9.243

Número vectores cointegración bajo H_0	bajo H_1	Test del la traza	Valor crítico al 95 por 100 (a)
r = 0	r ≥ 1	27.3751	19.964
r ≤ 1	r = 2	3.1388	9.243

B) Test sobre β':
H_0: $\beta' = (1, -1)$, $x^2_{(1)} = 0.29124$.

C) Test de estacionariedad de Phillips-Perron sobre los residuos:.
H_0: $\beta' X_t$ es no estacionario (b):.
$Z(t_\alpha)$: -6.24 $Z(t_\alpha^*)$: -6.35 $Z(t_\alpha)$: -6.39

Notas:
(a) Valores críticos de Osterwald-Lenum (1992, Tabla 1*) y en Johansen y Juselius (1990, Tabla A.3.).
(b) Valores críticos en el Cuadro 1.
(c) Véase Johansen y Juselius (1990), para más detalles.

donde X_t es un vector columna de dimensión p de las variables estócasticas del sistema, $t = 1, \ldots T$; D_t es un vector columna de dimensión $(s - 1)$ de las variables ficticias estacionales de media cero; μ_0 es la constante; μ_1 representa el coeficiente de la tendencia; α y β son dos matrices de dimensión $p \times r$, donde r es el rango de cointegración del sistema; y ψ es una matriz de dimensión $p \times (s - 1)$, donde es el período estacional (con datos mensuales, $m = 12$).

Por otra parte, si expresamos la matriz α en función de una matriz ortogonal $\alpha_\perp$ de dimensión $p \times (p - r)$, la ecuación [9] puede reescribirse a través de las proyecciones de las partes determinísticas del modelo sobre el espacio de $\alpha_\perp$ y de α (Osterwald-Lenum, 1992; y Johansen y Juselius, 1990, para más detalles[4]). En nuestro caso particular, en el que las variables no tienen tendencia en niveles ($\mu_1 = 0$), y en el que se incluye una constante en el VAR en niveles pero no en la representación en diferencias (caso 1* de Osterwald-Lenum, 1992), el VAR estimado es el siguiente[5]:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha (\beta', \beta_0) (X'_{t-1}, -1)' + \varepsilon_t \qquad [10]$$

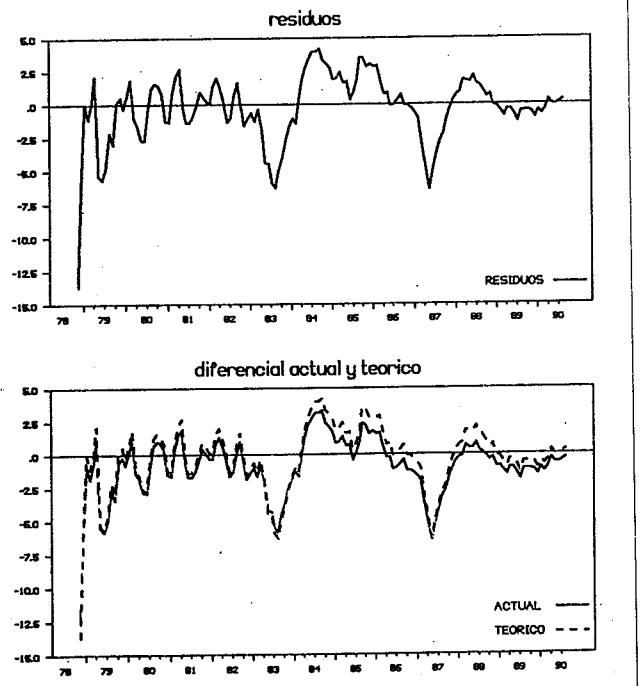
En el Cuadro 3 se presentan los resultados con este procedimiento para un VAR estimado de ocho retardos de las variables R_t y r_t. Tanto el test del *λ-máximo* como el test de la traza sugieren la existencia de un único vector de cointegración entre las variables, al no poder rechazar la hipótesis nula $r = 1$. Al normalizar el vector propio se obtiene coeficientes próximos a los que impone el cumplimiento de la ETTIR desde el punto de vista teórico (-1,0, 1,13). Específicamente, se contrasta si tales parámetros del vector de cointegración son iguales a uno en el largo plazo, $\beta' = [1, -1]$, no pudiéndose rechazar tal hipótesis a un nivel de significación del 5 por 100. En la parte superior del Gráfico 5 aparecen los residuos estimados de la relación de largo plazo. Los test de raíces unitarias de Phillips-Perron sobre los residuos de la relación de largo plazo entre los tipos de interés a largo plazo y a corto plazo, confirman que tales residuos son estacionarios, rechazándose la hipótesis de no estacionariedad en todos los casos considerados. Por último, como se puede apreciar en la parte inferior del Gráfico 5, el diferencial actual, S_t, se mueve conjuntamente con el diferencial teórico, S'_t, generado por la ecuación estimada.

[4] $\beta_0 = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu_0 \gamma_0 = (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \mu_0$, $\beta_1 = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu_1$, y $\gamma_1 (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \mu_1$.

[5] En este caso particular, las restricciones impuestas en el VAR son que γ_0, β', $\gamma_1 = 0$, y $\beta_0 \neq 0$.

GRAFICO 5

RESIDUOS Y AJUSTE DE LA ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION
Método de Johansen-Juselius CI [R_t, r_t]



En definitiva, los resultados obtenidos en los Cuadros 2 y 3 muestran que R_t y r_t están cointegrados en un vector (1, -1), por lo que se cumplen las condiciones para proceder a la estimación de un modelo BVAR entre Δr_t y el diferencial entre ambas variables, S_t, con el objeto de contrastar las relaciones de causalidad. Esta tarea se efectúa en el siguiente apartado.

3.3. Test de causalidad

Tal y como se expuso en la sección teórica, una interpretación alternativa del modelo del valor presente de la ETTIR propone que, en el contexto de un modelo BVAR, el diferencial debería causar en el sentido de Granger a Δr_t. Y esto es así, porque tal y como vimos en la ecuación [3'], S_t, es una predicción óptima de futuros valores de Δr_t. Desde el punto de vista estadístico, si los agentes económicos no tienen más información disponible que los datos pasados de Δr_t, entonces S_t debería tener un poder explicatorio adicional para predecir valores futuros de Δr_t. En el Cuadro 4 se contrasta esta implicación del modelo mediante el test de causalidad de Granger. Los resultados muestran que, tal y como predice la ETTIR, el diferencial causa a corto plazo en el sentido de Granger los cambios en los tipos de interés a corto plazo españoles. Además, los cambios en los tipos de interés a corto plazo causan al diferencial. Obviamente, los test de causalidad de Granger indican la dirección de la causalidad, pero no el signo de la misma.

CUADRO 4

VAR BIVARIANTE ENTRE [Δr_t, S_t]'
Relaciones de causalidad (a)

Pares de variables	Estadístico F(12,38)	Probabilidad	Q(36)	R^2
Δr_t no es causada por S_t.....	4.06*	0.00002	40.12	0.43
S_t no es causada por Δr_t.....	3.09*	0.0006	46.00	0.86

Notas:
(a) La hipótesis nula a contrastar es que X_t no causa en el sentido de Granger a Y_t. La hipótesis es contrastada con 12 retardos.
* Significatividad al 5 por 100.

4. Conclusiones

En este trabajo, se ha aportado alguna evidencia empírica de que el comportamiento de los tipos de interés de la economía española apoya el punto de vista sugerido por la teoría de la estructura temporal de los tipos de interés, en el caso particular de la hipótesis de eficiencia de mercados y expectativas racionales (ETTIR). Ello implica, por una parte, que los tipos de interés a largo plazo españoles pueden representarse por la suma ponderada (o valor presente) de los tipos de interés a corto plazo, actuales y esperados en el futuro. Desde el punto de vista económico, ello supone que los tipos a largo reflejan las expectativas del mercado sobre la evolución de los tipos a corto. Por otra parte, la evidencia encontrada muestra que el diferencial entre tipos a largo y a corto plazo españoles puede representarse como la suma poderada (o el valor presente) de futuros

cambios en los tipos de interés a corto plazo. Desde una perspectiva económica, esto último significa que los agentes pueden utilizar el diferencial como un indicador óptimo para hacer sus previsiones sobre los futuros movimientos de los tipos a corto plazo.

Para obtener tal evidencia se ha utilizado el enfoque sugerido en Campbell y Shiller (1987, 1988) que liga la estructura de los tipos de interés con los modelos de valor presente y la teoría de la cointegración. Utilizando los test de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988), se ha mostrado que los tipos de interés a corto y a largo plazo son estacionarios en primeras diferencias o $I(1)$, mientras que el diferencial es $I(0)$, por lo que se cumplen las restricciones estocásticas necesarias impuestas por la teoría. Adicionalmente, se ha comprobado que los tipos a corto y a largo plazo forman un vector de cointegración de paramétros (1, -1), tal y como impone la teoría, utilizando la estimación máximo verosímil de Johansen y Juselius (1990), y el enfoque semiparamétrico de Phillips y Hansen (1990).

Otra implicación del enfoque de Campbell y Shiller (1987, 1988) es que el modelo puede representarse en forma de un modelo de corrección de error (MCE), lo que implica relaciones de causalidad. En este caso, se ha comprobado que el diferencial de los tipos de interés a largo y a corto plazo causa en el sentido de Granger a las primeras diferencias de los tipos a corto plazo. Desde el punto de vista económico, ello significa que el diferencial entre tipos a largo y a corto plazo de la economía española contiene información (conocida por los agentes económicos) que resulta válida para efectuar predicciones sobre los cambios futuros de los tipos de interés a corto plazo. Por último, se ha comprobado empíricamente que, el diferencial actual, S_t, se mueve conjuntamente con el diferencial teórico, S'_t, generado por el VAR estimado.

La evidencia aportada en nuestro trabajo tiene dos importantes implicaciones para la política económica española desde el punto de vista macroeconómico. En primer lugar, asumiendo la hipótesis de mercados eficientes, las autoridades monetarias españoles podrían alterar los tipos de interés a largo plazo, mediante intervenciones selectivas en el mercado de títulos a corto plazo, aunque no podrán alterar (ni revertir) la estructura temporal de los tipos de interés.

En segundo lugar, la estructura temporal de los tipos de interés condiciona el diseño e instrumentación de las políticas monetaria y fiscal españolas. Por ejemplo, si las autoridades monetarias pueden controlar más directamente los tipos de interés a corto plazo, pero los componentes de la demanda agregada dependen en mayor medida de los tipos de interés a largo plazo, la estructura temporal de los tipos de interés españoles determinará el mecanismo de transmisión monetaria y la habilidad del Banco de España para influir en las variables macroeconómicas reales. En este ámbito no existe, por el momento, evidencia económica sólida para la economía española, por lo que los trabajos empíricos deberían profundizar en el futuro sobre las respuestas de los diferentes componentes de la demanda agregada a los cambios en los tipos de interés a corto y a largo plazo.

Apéndice. Fuentes y datos

El estudio utiliza datos mensuales de la economía española para el período 1978:3-1992:10.

R_t= Tipo de interés nominal a largo plazo. Medido por el rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años. Hasta julio de 1987 representa el rendimiento en el mercado bursátil. A partir de agosto de 1987 refleja el rendimiento de la deuda anotada negociada a través del servicio telefónico. FUENTE: Banco de España (1993), Cuadro 22.12, columna 10, y Ministerio de Economía y Hacienda (1993), Cuadro VII.9, columna 5.

r_t= Tipo de interés nominal a corto plazo. Medido por el tipo de interés de los depósitos del mercado interbancario a tres meses. FUENTE: Banco de España (1993), Cuadro 20.4, columna 7, y Ministerio de Economía y Hacienda (1993), Cuadro VII.7, columna 7.

S_t= Diferencial entre los tipos de interés a largo plazo y el tipo de interés a corto plazo $(R_t - r_t)$.

Todos los cálculos han sido realizados con RATS, versión 3.11, Rootine, versión 1.21 y Microfit 3.0. Datos, procedimientos y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles a partir del autor.

Bibliografía

BANCO DE ESPAÑA (1993): *Boletín Estadístico. Series históricas en cinta magnética*, enero.

BEGG, D. K. H. (1982): *The Rational Expectations in Macroeconomics*, Phillips Allan, Oxford.

BLANCHARD, O. J. (1981): «Output, the Stock Market, and Interest Rates», *American Economic Review 71*, páginas 132-143.

CAMPBELL, J. Y., y SHILLER, R. (1987): «Cointegration and tests of

present value models», *Journal of Political Economy* 95, páginas 1062-1088.

CAMPBELL, J. Y., y SHILLER, R. (1988): «Interpreting present value models», *Journal of Economic Dynamics and Control 12*, páginas 505-522.

CLARIDA, R. H., y FRIEDMAN, B. M. (1983): «Why Have Short-Term Interest Rates Been So High?, *Brooking Papers on Economic Activity 2*, páginas 553-578.

DAVIDSON, J. E. H., y HENDRY, D. F. (1981): «Interpreting econometric evidence: The behaviour of consumer's expenditure in the U. K.», *European Economic Review 16*, páginas 177-192.

DAVIDSON, J. E. H.; HENDRY, F.; SRBA, F., y YEO, S. (1978): «Econometric modelling of the aggegate time-series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom», *Economic Journal 88*, páginas 661-692.

ENGLE, R. F., y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica 55*, páginas 251-276.

FISHER, W. H., y TURNOVSKY, S. J. (1992): «Fiscal Policy and the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Money, Credit, and Banking 24*, páginas 1-26.

GRANGER, C. W. J. (1969): «Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods», *Econometric 37*, páginas 424-438.

HENDRY, D. F. (1986): «Econometric modelling with cointegrated variables: An overview», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48*, páginas 201-212.

JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control 12*, páginas 231-254.

JOHANSEN, S., y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money», *Oxford Bulleting of Economics and Statistics 52*, páginas 169-210.

KESSEL, R. A. (1965): *The cyclical behaviour of the term strucure of interest rates*, NBER, New York.

LEROY, S. F., y PORTER, R. D. (1981): «The present-value relation: test based on implied variance bounds», *Econometrica 49*, páginas 555-574.

MANKIW, N. G., y SUMMERS, L. H. (1984): «Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?, *Brooking Papers on Economic Activity 1*, páginas 223-242.

McCAFFERTY, S. A. (1986): «Aggregate Demand and Interest Rates: A Macroeconomic Approach to the Term Structure», *Economic Inquiry 24*, páginas 521-533.

MEISELMAN, D. (1962): *The term structure of interest rates*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.

MINISTERIO DE ECONOMIA Y HACIENDA (1993): *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*, enero.

NEWEY, W. K., y WEST, K. D. (1987): «A Simple Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econométrica 55*, páginas 702-708.

OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economic and Statistics 54*, páginas 461-471.

PERRON, P. (1988): «Trends and random walds in macroeconomic time series. Futher evidence fron a new approach», *Journal of Economic Dynamics and Control 12*, páginas 297-332.

PHILLIPS, A. W. (1954): «Stabilisation policy in a closed economy», *Economic Journal 64*, páginas 290-323.

PHILLIPS, P. C. B. (1991): «Optimal inference in cointegrated systems», *Econométrica 59*, páginas 283-306.

PHILLIPS, P. C. B., y HANSEN, B. E. (1990): «Statistical inference in instrumental variables regression with $I(1)$ processes», *Review of Economic Studies 57*, páginas 99-125.

PHILLIPS, P. C. B., y LORETAN, M. (1991): «Estimaing long-run economic equilibria», *Review of Economic Studies 58*, páginas 407-436.

PHILLIPS, P. C. D., y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, páginas 335-346.

SARGAN, J. D. (1964): «Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology», en Hart, P. E.; Mills, G., y Whittaker, J. N. (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Ed. Butterworths, London.

SCHWERT, G. W. (1987): «Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomics Data», *Journal of Monetary Economics 20*, páginas 73-103.

SHILLER, R. J. (1981): «Do stocks prices move too much to be justified by subsequent changes in dividens?», *American Economic Review 71*, página 421-436.

SHILLER, R. J. (1990): «The Term Structure of Interest Rates», en Friedman, B. M. y Hahn, F. H., *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, páginas 627-722.

SHILLER, R. J.; CAMPBELL, J. Y., y SCHOENHOLTZ, K. L. (1983): «Forward Rates and Future Policy? Interpreting the Term Structure of Interest Rates», *Brooking Papers on Economic Activity 1*, páginas 173-217.

STOCK, J. H. (1987): «Asymtotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica 55*, páginas 1035-1056.

TURNOVSKY, S. J. (1989): «The Term Strucure of Interest Rates and the Effects on Macroeconomic Policy», *Journal of Money, Credit, and Banking 21*, páginas 321-347.

TURNOVSKY, S. J., y MILLER, M. H. (1984): «The Effects of Government Expenditure on the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Money, Credit and Banking 16*, páginas 16-33.

WAST, K. (1988): «Dividens Innovations and Stock Price Volatility», *Econométrica 56*, páginas 37-61.