Déficit públicos, expectativas inflacionarias y tipos de interés nominales en la economía española*

VICENTE ESTEVE
Instituto de Economía Internacional, Universitat de València

CECILIO R. TAMARIT
Universitat de València y Wharton School, University of Pennsylvania

1. Introducción.

La reaparición de los déficit públicos en la mayoría de los países industrializados, junto a su persistencia o resistencia a la baja, ha vuelto a despertar el interés por los efectos económicos de las diferentes fuentes de financiación del gasto público.

Por ello, una de las cuestiones que surgen con mayor frecuencia en este tema es la que se refiere a los efectos de los déficit públicos y los *stocks* de deuda pública sobre los tipos de interés nacionales. Es frecuente encontrar opiniones que utilizan, sin cuestionarla, la conexión entre déficit y *stock* de deuda pública y tipos de interés nacionales. Esta conexión teórica es importante al menos por tres razones: (1) es la pieza clave para la transmisión de choques fiscales entre países; (2) incide en la independencia de la política monetaria y la política fiscal; y (3) puede provocar, vía los efectos de retroalimentación entre déficit y carga de intereses, problemas de sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo y de solvencia del gobierno[1].

* La investigación ha podido realizarse gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D, DGICYT-PB94-095-CO2-01 y del Programa de Investigación sobre Economía pública de la Fundación BBV. Vicente Esteve ha utilizado también la financiación del proyecto DGICYT-PR94-317 y Cecilio R. Tamarit del proyecto DGICYT-PR95-213, ambos del Plan Nacional de I+D. Parte de la investigación se realizó mientras Vicente Esteve era Visiting Scholar en el Centre de recherche et developpement en économique (C.R.D.E.) de la Université, de Montréal, Canadá y Cecilio R. Tamarit era Senior Fellow en la Wharton School de la University of Pennsylvania, USA. Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos.

[1] Contrastes de sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo y de solvencia del gobierno para el caso español puede verse en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994).

No obstante, tanto desde un punto de vista teórico como empírico, la conexión entre déficit públicos y tipos de interés sigue siendo una cuestión controvertida[2]. En efecto, la evidencia empírica reciente tampoco es concluyente. De una parte, Mascaro y Meltzer (1983), Makin (1983), Hoelscher (1983), Evans (1985, 1987a, 1987b) y Barro y Sala-i-Martín (1991), entre otros, no encuentran una conexión significativa entre déficit públicos y tipos de interés, mientras que Hutchinson y Pyle (1984), Tanzi (1985), Barth, Iden y Russek (1985), Hoelscher (1986), Cebula et al. (1988), Spiro (1990) y Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993), entre otros, confirman la existencia de esta relación. Otros autores, como Allen (1990, 1991) defienden que la relación es más bien entre tipos de interés y *stock* de deuda pública, en lugar de déficit públicos en cualquiera de sus medidas.

En lo que respecta a la economía española los resultados tampoco son definitivos. A favor, se encuentran los trabajos de Mauleón y Pérez (1984) que muestran una fuerte relación positiva entre el *stock* de deuda y el tipo de interés, pero no entre déficit y tipos, Mauleón (1987) que recoge una significativa relación positiva entre crédito otorgado al sector público y diversos tipos nominales, tanto a corto como a largo plazo, y Raymond y Palet (1989), que atribuyen asimismo al déficit público, tanto observado como esperado, un papel clave en la determinación de los tipos de interés reales.

En cuanto a los trabajos en contra, cabe destacar dos aportaciones recientes. En primer lugar, Ballabriga y Sebastián (1993) al estimar modelos bivariantes (déficit-tipos de interés) y trivariantes (déficit-tipos-dinero) no detectan una interacción clara entre tipos de interés nominales y el déficit de las AA.PP. En segundo lugar, Esteve y Tamarit (1994), en el contexto de la estimación de una función de forma reducida de los tipos de interés reales, encuentran evidencia de que con definiciones alternativas de déficit público y *stock* de deuda pública, sólo en el corto plazo influye alguna variable representativa de la política fiscal en los tipos de interés reales.

Tanto en el trabajo de Raymond y Palet (1989), como en el de Esteve y Tamarit (1994), se utiliza un supuesto de formación de expectativas inflacionarias discutible desde el punto de vista teórico. Así, en los modelos teóricos planteados, se suponen tipos de interés *ex-ante* ajustados por la inflación futura esperada, mientras que en la estimación econométrica ambos trabajos utilizan tipos de interés *ex-post* ajustados por la inflación corriente, por uno o varios períodos. Al sustituir la inflación esperada por la observada, el tipo de interés real aparece con error, y si las expectativas de los agentes económicos no son racionales, estos errores pueden ser importantes y sistemáticos.

[2] Una excelente exposición resumida de los distintos canales teóricos entre ambas variables, así como de la evidencia empírica disponible aparece en Ballabriga y Sebastián (1993).

Un problema adicional de toda la evidencia empírica presentada hasta ahora es que los distintos trabajos difieren en cuanto a la definición del déficit público utilizado (déficit observado, ajustado por inflación, por ciclo, anticipado o no), en cuanto a los tipos de interés utilizados (nominales o reales, corto o largo plazo) y, por último, en lo referente al esquema de formación de expectativas de inflación necesario para ajustar los tipos de interés nominales a reales *ex-ante* (no ajustados o tipos *ex-post,* expectativas estáticas, utilización de otras variables macroeconómicas, modelos AR, encuestas de expectativas inflacionarias o *surveys,* modelos monetarios de expectativas inflacionarias y componentes de baja frecuencia).

El propósito de nuestro trabajo es estimar para la economía española y con datos anuales para el período 1964-1993, una función reducida de tipos de interés nominales a largo plazo, con el objetivo último de medir los efectos sobre los mismos de los déficit públicos y destacar el papel jugado por las expectativas de inflación. La aportación de nuestro trabajo radica en dos elementos. En primer lugar, se incluirá en la función alguna variable que aproxime la tasa de inflación esperada a largo plazo, generando las expectativas inflacionarias con el filtro de Hodrick-Prescott. En segundo lugar, se estimará la relación de largo plazo no imponiendo a priori el Efecto Fisher en su versión extrema.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los fundamentos teóricos utilizados para modelizar los tipos de interés nominales. En la sección 3 se presenta la técnica utilizada para modelizar las expectativas inflacionarias. En la sección 4 se examina la evidencia empírica para la economía española, haciendo uso de recientes técnicas de raíces unitarias y de cointegración. La sección 5, recoge algunas conclusiones relevantes. En sucesivos apéndices se describen con algún detalle los datos y algunos de los procedimientos econométricos utilizados en el trabajo empírico.

2. MODELO TEORICO

2.1. Factores determinantes de los tipos de interés nominales a largo plazo: el modelo de Sargent (1969)

El marco teórico utilizado es básicamente el modelo de fondos prestables propuesto originalmente en Sargent (1969), enfoque extendido posteriormente, entre otros, por Echols y Elliot (1976) y Holscher (1986). Es este un modelo de economía cerrada[3] en el que se supone que el tipo de interés nominal a largo plazo está formado por tres elementos: i) un componente real de equilibrio; ii) un componente que recoge la influencia de los cambios de la política monetaria sobre el tipo de interés real; y iii) un componente que refleja las expectativas inflacionarias. La relación entre los componentes nominales y reales del tipo de interés a largo plazo aparece a través de una identidad en la que el tipo de interés nominal es igual a la suma del tipo de interés real de equilibrio más la diferencia entre el tipo de interés de mercado de los fondos prestables y de dicho tipo de interés real de equilibrio más la diferencia entre el tipo de interés nominal y el tipo de interés de mercado de fondos prestables:

$$Rn_t = Re_t + (Rm_t - Re_t) + (Rn_t - Rm_t) \qquad [1]$$

donde Rn_t es el tipo de interés nominal, Re_t es el tipo de interés real de equilibrio y Rm_t es el tipo de interés real del mercado de fondos prestables. Con el objetivo de deducir la ecuación de tipos de interés nominal que se estima en la parte empírica, es interesante destacar qué factores determinan cada uno de los tres componentes del tipo de interés nominal a largo plazo que aparecen en el lado derecho de la expresión [1].

El primer término, Re_t, es el tipo de interés real que iguala *ex-ante* el ahorro y la inversión de la economía, incluido el ahorro y la inversión pública y, por tanto, el déficit público. De este modo, se supone que el ahorro (S_t) y la inversión privados (I_t) dependen de las variables fundamentales de la economía. Las ecuaciones que determinan ambos agregados son, respectivamente:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t - \alpha_2 Re_t \qquad [2]$$

[3] La elección de un modelo de economía cerrada se justifica en el hecho de que los movimientos de capital no se liberalizan en España hasta 1990, por lo que prácticamente la totalidad del período muestral es anterior a esta fecha. No obstante, conviene tener en cuenta, que la progresiva liberalización financiera podría afectar a la relación entre déficit y tipos de interés, tal y como aparece en el modelo presentado.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 Re_t \qquad [3]$$

donde y_t representa el output real de la economía.

La expresión [2] representa una función de inversión productiva basada en el efecto acelerador, a la que se ha incorporado los efectos de los tipos de interés reales. La expresión [3] es una función de ahorro estándar keynesiana. En equilibrio, el déficit del sector público debe ser cubierto por el exceso de ahorro sobre la inversión privada. Por tanto, el tipo de interés real de equilibrio de la economía será la tasa de interés que garantiza que se cumple la siguiente expresión:

$$DEFR_t = S_t - I_t \qquad [4]$$

donde $DEFR_t$ representa el déficit público en términos reales.

De este modo, sustituyendo las expresiones [2] y [3] en [4], se obtiene la ecuación que determina la tasa de interés real de equilibrio de la economía:

$$Re_t = \frac{1}{\beta_2 + \alpha_2} [(\alpha_0 - \beta_0) + \alpha_1 \Delta y_t - \beta_1 y_t + DEFR_t] \qquad [5]$$

De acuerdo con la ecuación [5], aumentos del déficit público y de la tasa de crecimiento del output real provoca el incremento de la demanda de fondos prestables, lo que lleva a un aumento del tipo de interés real de equilibrio de la Economía. Por el contrario, un alto nivel del output genera un volumen elevado de ahorro y ello produce una reducción del tipo de interés real de equilibrio.

El segundo término de la derecha de la ecuación [1], $(Rm_t - Re_t)$ representa las desviaciones de los tipos de interés reales de mercado respecto al tipo de interés real de equilibrio. Este *gap* de tipos de interés proviene, fundamentalmente, de las medidas de política monetaria ejecutadas por el banco central. La autoridad monetaria puede influir en los tipos de interés reales alterando la oferta real de dinero. Esta medida afecta a los mercados de préstamos a través de los efectos sobre las curvas de oferta y demanda de fondos prestables. Bajo estas premisas, el *gap* entre el tipo de interés real del mercado de préstamos y el tipo de interés real de equilibrio, vendrá determinado por la siguiente expresión:

$$(Rm_t - Re_t) = -\phi_i \Delta m_t \qquad [6]$$

donde m_t representa la oferta real de dinero.

De acuerdo con la ecuación [6], un aumento en la oferta real de dinero en circulación reduce el *gap* entre el tipo de interés del mercado de préstamos y el tipo de interés real de equilibrio.

El tercer término de la derecha de la ecuación [1], $(Rn_t - Rm_t)$ representa el *gap* entre los tipos de interés nominales y los tipos de interés reales y recoge los efectos de las expectativas de evolución de la inflación. Este *gap* surge como resultado de la inflación esperada por los agentes económicos, término que se puede representar en la siguiente expresión:

$$Rn_t - Rm_t = \delta\pi_t^e \qquad [7]$$

donde π_t^e representa la inflación esperada[4].

Finalmente, sustituyendo las expresiones [5], [6] y [7] en la identidad [1], se obtiene la ecuación que incluye los factores determinantes potenciales de los tipos de interés nominales a largo plazo:

$$Rn_t = \mu_0 + \mu_1\pi_t^e + \mu_2\, DEFR_t - \mu_3 y_t - \mu_4\Delta m_t + \mu_5\Delta y_t \qquad [8]$$

La ecuación [8] predice que los tipos de interés nominales a largo plazo dependen, positivamente, de la inflación esperada por los agentes, del nivel del déficit público y de los cambios del nivel del output real; y negativamente, del nivel del output real y de los cambios en la oferta real de dinero.

2.2. *Una especificación econométrica alternativa: el papel de la desregulación y de las innovaciones en los mercados financieros*

En el modelo original de Sargent (1969), el término Δm_t de la ecuación [8] intenta recoger el impacto de las medidas de política monetaria sobre el tipo de interés de equilibrio de la economía. Actualmente existe

[4] En el modelo se ha considerado que la inflación esperada es exógena y que por tanto, ni las acciones de política monetaria ni los déficit pueden afectarla. La primera hipótesis se justifica en el supuesto de que la política monetaria es neutral respecto a la economía en el largo plazo, por lo que cambios discrecionales en las acciones del banco central no afectan a la inflación esperada por los agentes en el largo plazo. Respecto a la hipótesis de trabajo de que el déficit público (o las acciones de política fiscal en general) no afectan a la inflación esperada, esto se debe al supuesto de que se excluye la posibilidad de que el gobierno se financie con señoreaje y de que exista una burbuja especulativa (inflacionaria) en la deuda pública, por lo que se estaría excluyendo del análisis la posibilidad de modelos clásicos de inflación (útiles para procesos hiperinflacionarios). En este sentido la política fiscal sería «neutral» en el largo plazo respecto a la inflación esperada.

un claro consenso de que el proceso de desregulación, liberalización e innovación acontecido en los mercados financieros de los países industrializados durante la década de los ochenta y noventa, ha alterado el valor y la calidad de los diferentes agregados monetarios como indicadores de la evolución monetaria en el corto plazo. La mayoría de los bancos centrales, utilizan en el presente también objetivos de tipos de interés (entre otros) para tratar de compensar los efectos perversos que los desplazamientos de la demanda de activos producen sobre los niveles de los agregados monetarios[5].

Por esta razón, siguiendo a Mehra (1994), en la estimación empírica se ha optado por sustituir el término que recoge la evolución de los agregados monetarios, por un factor que mida el comportamiento de los tipos de interés reales a corto plazo, rcp_t, ya que son las tasas utilizadas como objetivo intermedio de la política monetaria, y que ajustan más a la realidad el impacto de las acciones de política monetaria sobre los tipos de interés nominales a largo plazo. Bajo este supuesto, la ecuación [8] se transforma en la expresión que será finalmente estimada:

$$RLP_t = \psi_0 + \psi_1\pi_t^e + \psi_2 def_t + \psi_3 rcp_t + \psi_4 g_t + u_t \qquad [9]$$

donde rcp_t será aproximado para el caso español por los tipos de interés reales del mercado interbancario a 1 mes, mientras que el tipo de interés nominal a largo plazo, RLP_t, se medirá por la rentabilidad de los titulos de deuda pública a más dos años[6]. El término g_t representa la tasa de crecimiento real de la economía, medido por $\Delta\log y_t$, mientras que def_t es el déficit público bruto de intereses en proporción al P.I.B.[7] Por último, u_t es el termino de error que recoge las perturbaciones estructurales que afectan a los tipos de interés nominales en el largo plazo.

En la estimación de la ecuación [9] se espera los siguientes signos para los distintos coeficientes estimados:

$$\psi_1>0,\ \psi_2\geq 0,\ \psi_3>0,\ \psi_4>0.$$

[5] Para el caso español véase Banco de España (1994c, 1994d), Camarero, Esteve y Tamarit (1993) y Vega (1994).

[6] Para más detalle de la construcción de las series, véase apéndice 1.

[7] Esta especificación recoge el supuesto de que en una economía en crecimiento déficit públicos elevados inducen a niveles altos de tipos de interés nominales, sólo en el caso de que se produzcan aumentos de los déficit en proporción al P.I.B. Ello implica que se introduce en el modelo [8] la restricción de que los coeficientes μ_2 y μ_3 son iguales.

En particular, a partir de la ecuación [9], los tipos de interés nominales españoles, RLP_t, serían función en el largo plazo de las siguientes variables:

1) Por una parte, el término $\psi_1\pi_t^e$ en [9] intenta medir la prima que la inflación incorpora en el tipo de interés del bono a largo plazo, por lo que indirectamente se está contrastando el efecto Fisher. Al introducir los cambios en la inflación esperada como variable explicativa se intenta medir el hecho de que el tipo de interés nominal no necesariamente se mueve en el corto plazo proporcionalmente con los cambios en la inflación esperada. Al aparecer el tipo de interés nominal a largo plazo y la inflación esperada separados en la estimación, se tiene en cuenta que es posible que no se cumpla el efecto Fisher «completo», el cual predice que $\psi_1 = 1$[8].

2) El término $\psi_2 def_t$ recoge los efectos de las variaciones del déficit público (en proporción al P.I.B.) sobre los tipos de interés nominales[9]. En este caso, el signo del parámetro ψ_2 será ambiguo, dependiendo del cumplimiento de la hipótesis de equivalencia ricardiana en el contexto de una economía cerrada[10].

3) El término $\psi_3 rcp_t$ recoge un modelo de estructura temporal de interés con expectativas racionales y mercados eficientes, en el que se espera que los aumentos de los tipos de interés a corto plazo reales produzcan aumentos en los tipos de interés nominales de los títulos a largo plazo.

4) Por último, el término $\psi_4 g_t$ es una variable *proxy* del efecto acelerador que puede tener el ciclo económico sobre la inversión y sobre el consumo de bienes duraderos, e indirectamente sobre los cambios en los tipos de interés nominales.

3. METODO DE GENERACION DE LAS EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS

El principal problema de la estimación de [8] ó [9] es que la inflación esperada a largo plazo por los agentes es una variable no observable. Por ello, uno de los principales problemas planteados en los estudios

[8] De esta manera no se impone a priori el Efecto Fisher «puro» o «completo», es decir, que los cambios en la inflación esperada se transmiten proporcionalmente a los tipos de interés a nominales, por lo que los tipos de interés reales se mantendrían constantes a corto plazo. De hecho, en algunos estudios se ha encontrado que impactos de la inflación esperada sobre los tipos de interés nominales van asociados a un coeficiente menor que la unidad [véase Mishkin (1984, 1991)].

[9] Somos conscientes de que, por su carácter bruto, la exogeneidad del déficit público puede ser problemática.

[10] Véase Bernheim (1987) y Seater (1993) para más detalles.

empíricos que contrastan la relación entre tipos de interés nominales y déficit públicos es el método utilizado para medir en la práctica las expectativas de los agentes sobre la inflación futura. Muchos de los estudios anteriores han utilizado incorrectamente la inflación corriente. No obstante, algunos trabajos sí que han construido variables *proxies* de las expectativas del mercado sobre la inflación futura:

i) Evans (1985, 1987) utiliza como *proxies* diversas variables económicas, como gasto público y *stock* de dinero en términos reales.

ii) Otros trabajos, como el de Plosser (1982, 1987) y Barro y Sala-i-Martín (1991) generan las expectativas inflacionarias mediante el uso de modelos autorregresivos, AR.

iii) Un tercer grupo utiliza encuestas de expectativas inflacionarias como el índice de Livingston [Tanzi (1985) y Hoelscher (1986)].

iv) En cuarto lugar, otros estudios como el de Mehra (1992), utilizan modelos monetarios de expectativas de inflación del tipo P* [Reichenstein y Elliot (1987), Hallman, Porter y Small (1991)].

v) Por último, Tease et al. (1991) y, más recientemente, Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) utilizan los componentes de baja frecuencia derivados de cambios en el IPC generados por el filtro de Hodrick-Prescott (HPF).

Esta última metodología es la que se utiliza en nuestro caso. Esta elección está justificada porque el HPF tiene las propiedades matemáticas idóneas para extraer de las series de inflación observadas (IPC o deflactor del PIB en nuestro caso) los componentes no observables que van a medir la inflación esperada[11]. En la práctica, el investigador ve la inflación observada, π, como una variable que contiene simultáneamente un componente esperado, π^e, y componentes no esperados, π^u:

$$\pi_{t+j} = {}_t\pi^e_{t+j} + \pi^u_{t+j} \qquad [10]$$

donde el subíndice t indica el período actual y t+j el horizonte temporal del tipo de interés. Por lo tanto, se supondrá que la inflación observada en el período t es igual a la inflación esperada generada en los períodos previos a t para el período t+j, más un componente aleatorio no esperado.

En el período t+j, el investigador puede observar π pero no puede medir ni π^e ni π^u. No obstante, si los precios son rígidos se puede espe-

[11] Véase Hodrick y Prescott (1980), King y Rebelo (1993) y el apéndice 2 para más detalles.

rar que el ajuste de los mismos será lento y, por lo tanto, la inflación esperada cambiará continuamente y se ajustará temporalmente de manera gradual[12]. Bajo este supuesto, se extraerá el componente no observable de la inflación esperada con el HPF, resolviendo el problema de minimización siguiente:

$$\underset{\pi^e}{\text{Min}} \sum_{t=1}^{T} (\pi - \pi^e)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T} \left[(\pi^e_{t+1} - \pi^e_t) - (\pi^e_t - \pi^e_{t-1})\right]^2 \qquad [11]$$

El objetivo final de esta sección es seleccionar la inflación esperada, π^e, que minimiza la suma de los cuadrados de las desviaciones de la inflación observada, π, sujeta a la restricción de que los cambios en la inflación esperada varían gradualmente a lo largo del tiempo. El multiplicador de Lagrange, λ, será un número positivo que penaliza los cambios esperados en la tasa de inflación. Así, cuanto más grande es λ, más se suaviza la inflación esperada. En este sentido, el valor elegido del coeficiente λ depende del grado de rigidez de precios que se suponga.

Manipulando la ecuación en diferencias derivada de [11], se puede mostrar [véase King y Rebelo (1993)] que la inflación esperada se puede representar en función de la inflación observada a través de la siguiente expresión de medias móviles:

$$\pi^e = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \alpha_j \pi_{t+j} \qquad [12]$$

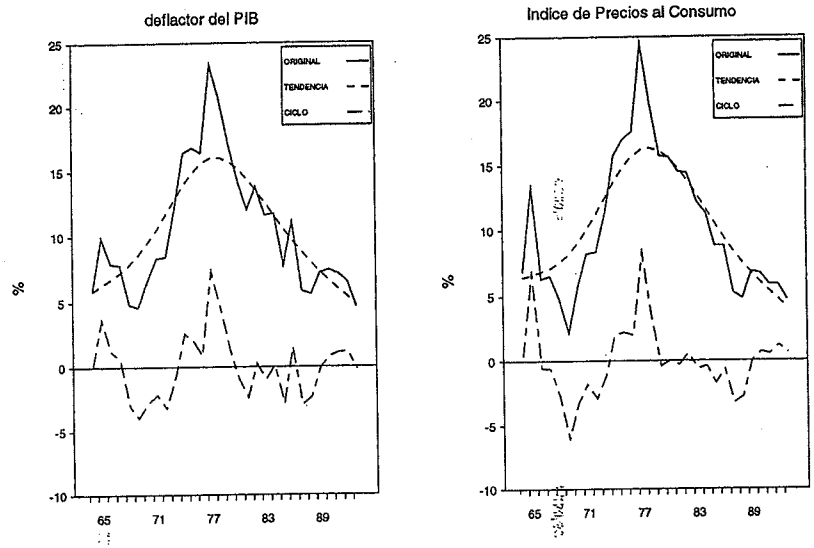
donde el parámetro α depende del valor del multiplicador de Lagrange.

Conviene destacar que el HPF contiene propiedades matemáticas útiles para extraer la parte no observable de la inflación esperada de la serie observada. La serie de la inflación esperada construida con este filtro contiene tanto la información futura como pasada de las tasas de inflación, lo cual permite trabajar en un contexto de expectativas racionales con precios no flexibles y ajuste lento. La información pasada es necesaria para ajustar los precios de una posición de desequilibrio, mientras que la información futura es también útil, puesto que los agentes económicos se comportan de una manera racional utilizando esta última para formar sus expectativas sobre la tasa de inflación futura.

[12] Véase Mussa (1981) para un modelo similar en el que existe una regla de ajuste de precios que combina expectativas racionales con precios rígidos y ajuste lento.

En el Gráfico 1 se presentan las tasas de inflación originales (para el IPC y el deflactor del PIB en tasas anualizadas) así como la serie transformada utilizando el filtro de Hodrick-Prescott. Mediante el HPF se ha separado el componente permanente que se asocia en el modelo propuesto a la tasa de inflación esperada (tendencia) del componente transitorio (cíclico).

GRAFICO 1
TASAS DE INFLACION CORRIENTE Y ESPERADA EN ESPAÑA, 1964-1993
METODO: FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT



4. RESULTADOS EMPIRICOS PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

4.1. Test de raíces unitarias y estacionariedad de las variables

Las propiedades estacionarias de los datos son importantes para la estimación de la ecuación de largo plazo [9]. Si las variables determinantes de los tipos de interés nominales son variables no estacionarias pero están cointegradas en el sentido propuesto por Engle y Granger (1987), la expresión [9] puede ser estimada por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Para comprobar si las variables tienen una raíz unitaria o son estacionarias se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen bajo poder[13], el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)[14], cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller[15]. Los resultados de ambos test se presentan en el Cuadro 1. Para ambos conjuntos de contrastes de estacionariedad se concluye que todas las variables implicadas en la ecuación [9] son estacionarias en primeras diferencias o I(1).

CUADRO 1
TEST DE RAICES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD[a]
(1964-1993)

Variable	Phillips-Perron Test[b]			KPSS Test[c] ($l = 0$)	
	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$Z(t_{\alpha}^{*})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	η_{μ}	η_{τ}
RLP_t	–1,12	–1,97	–0,06	1,448**	0,518**
$\pi 1_t^e$	–0,57	–0,57	–0,34	0,782**	0,756**
$\pi 2_t^e$	–0,30	–0,32	–0,45	0,792**	0,754**
def_t	–2,37	–0,52	0,50	2,364**	0,204*
rcp_t	–3,98	–1,62	–1,56	2,072**	0,210*
g_t	–2,86	–2,08	–1,65	1,151**	0,240**

(a) Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente.
(b) El test de Phillips y Perron se ha calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), Tabla 8.5.2.
(c) La varianza a largo plazo se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). Los valores críticos provienen de Kwiatkowski et al. (1992).

Valores críticos:	5%	1%
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$:	–3,60	–4,38
$Z(t_{\alpha}^{*})$:	–3,00	–3,75
$Z(t_{\hat{\alpha}})$:	–1,95	–2,66
η_{μ}	0,463	0,739
η_{τ}	0,146	0,216

[13] Véase al respecto los trabajos de DeJong et al. (1992) y Perron (1991).

[14] En adelante estadísticos KPSS.

[15] Véase detalles en el apéndice 3.

4.2. *Estimación de la ecuación de largo plazo*

En el Cuadro 2, se recoge la estimación para el período 1964-1993 de la ecuación [9], así como diversos contrastes basados en los residuos que ayudan a evaluar la evidencia empírica sobre la existencia o no de cointegración en el período analizado. El método de estimación utilizado es el propuesto en Phillips y Hansen (1990) y Hansen (1992), el *Fully Modified Estimation* (FME)[16], al que se han incorporado las sugerencias planteadas por Andrews (1991), Andrews y Monahan (1992) para la estimación de matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo. La ventaja de este método es que el mismo es asintóticamente equivalente al de máxima-verosimilitud y permite, por un lado, mitigar los sesgos de segundo orden que, en muestras finitas, se detectan en las estimaciones de vectores de cointegración basadas en regresiones estáticas, y, por otro, el uso de inferencia (asintótica) estándar para el uso de contrastes de hipótesis sobre restricciones lineales en los parámetros. Los test de cointegración que se presentan son el test CRDFA sugerido por Engle y Granger y los contrastes $\hat{Z}_{\alpha}$ y $\hat{Z}_t$ sugeridos en Phillips y Ouliaris (1990), basados en una versión de los test de Phillips y Perron (1988). Estos tres test contrastan la hipótesis nula de no-cointegración, es decir, la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la regresión de largo plazo obtenida por el método FME de Phillips y Hansen (1990). Solamente el test CRDFA al 1% para los dos casos y el test $\hat{Z}_t$ al 10% para el caso del IPC, permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Este problema puede provenir del bajo poder de este tipo de contrastes en presencia de raíces persistentes lo que podría inutilizarlos como un indicativo de la ausencia de relación a largo plazo entre las variables.

Para solucionar este problema, Shin (1994) ha propuesto recientemente un nuevo contraste cuya hipótesis nula es la de cointegración. Se trata de la aplicación en dos etapas del test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. Para la primera etapa, Shin (1994) propone estimar una ecuación dinámica de largo plazo que incluye los valores retardados y futuros de las variables explicativas. Este procedimiento de estimación de la relación de cointegración dinámica ha sido elaborado por Stock y Watson (1993), y se conoce como la regresión

[16] Véase apéndice 4 para más detalles.

DOLS[17]. En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular el estadístico de Lagrange LM de la misma manera que el test de raíces unitarias KPSS.

CUADRO 2
CONTRASTES DE HIPOTESIS NULA DE NO COINTEGRACION DE ENGLE-GRANGER Y DE PHILLIPS-OULIARIS[a], ECUACION [9]
(1964-1993)

	Vector de Cointegración: [RLP_t, constante, π^e_t, def_t, rcp_t]	
	Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1^e_t$:	Caso B: IPC, $\pi 2^e_t$:
CRDFA[b]	–4,66** (K = 3)	–4,81** (K = 3)
$\hat{Z}^c_\alpha$	–19,95	–21,35
$\hat{Z}^b_t$	–3,63	–3,87*

(a) Los signos *, ** y *** representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente.
(b) Los valores críticos son tomados de Phillips y Ouliaris (1990).
(c) Los valores críticos son tomados de Haug (1992).

Valores críticos:	10%	5%	1%
CRDFA[b]	–3,83	–4,11	–4,73
$\hat{Z}^c_\alpha$	–23,54	–26,70	–32,53
$\hat{Z}^b_t$	–3,83	–4,11	–4,73

La estimación DOLS propuesta por Stock y Watson (1993) tiene la forma de la siguiente regresión:

$$RLP_t = \psi_0 + \psi_1 \pi^e_t + \psi_2 def_t + \psi_3 rcp_t + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{5j} \Delta\pi^e_{t-j} + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{6j} \Delta def_{t-j} + \sum_{j=-q}^{q} \psi_{7j} \Delta rcp_{t-j} + \varepsilon_t \qquad [13]$$

En los Cuadros 3 y 4 se presentan los parámetros estimados obtenidos de la regresión DOLS de Stock y Watson (1993) para el caso que la inflación esperada esté basada en el deflactor del PIB o el IPC, respectivamente, así como el test de Shin asociado a los residuos de esta ecuación. Por un lado, el test estimado C_μ toma el valor de 0,05819 y 0,05993, respectivamente, lo que no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración al 1%. Todos los coeficientes estimados para las variables son estadísticamente significativos y presentan los signos predichos a priori por el modelo teórico. Por otro, los residuos de la ecuación estimada (véase Gráfico 2) y el ajuste obtenido es aceptable (véase Gráfico 3).

[17] DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares. Stock y Watson (1993) añaden a la regresión estándar de MCO de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO son corregidos de manera no paramétrica.

CUADRO 3
ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [13]
(1964-1993)

Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1^e_t$:
METODO: DOLS DE STOCK Y WATSON[a]:

$$RLP_t = \beta_0 + \bar{\beta}_{1,t} \bar{X}_{i,t} + \sum_{j=-q}^{q} \Xi_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante	7,02	12,38
$\pi 1^e_t$	0,37	7,00
def_t	0,51	4,72
rcp_t	0,15	3,22
Tes de estacionariedad de los residuos de Shin: C^b_μ: 0,05819	R^2 = 0,92 DW = 1,51	

(a) El número de valores retardados y futuros, q, se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3.
(b) Estadístico LM_{SHIN} para el caso de la cointegración determinística. Los residuos son tomados de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993). Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de Shin (1994).

Valores críticos:	5%	1%
C_μ:	0,159	0,271

Cabe destacar que no aparece el coeficiente correspondiente a la tasa de crecimiento real del PIB, porque el mismo no ha resultado ser significativo o en algún caso presentaba signo negativo. Este resultado es el mismo que el del trabajo de Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) para un grupo de países industrializados, y como ellos mismos señalan, una posible explicación puede ser que la tasa real de crecimiento del PIB afecte simultáneamente a la demanda de fondos prestables (a través del efecto acelerador de la inversión) y a la oferta de fondos (vía el crecimiento del ahorro global)[18].

[18] Solamente encuentran un coeficiente significativo y positivo para los dos grandes países de la OCDE: Estados Unidos y Japón.

CUADRO 4
ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [13]
(1964-1993)

Caso B: IPC, $\pi 2_t^e$:
METODO: DOLS DE STOCK Y WATSON[a]:

$$RLP_t = \beta_0 + \bar{\beta}_{i,t}\,\bar{X}_{1,t} + \sum_{j=-q}^{q} \Xi_j \Delta X_{t-j} + \eta_t$$

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante	7,30	13,65
$\pi 2_t^e$	0,36	6,96
def_t	0,48	4,36
rcp_t	0,16	3,42
Tes de estacionariedad de los residuos de Shin: C_μ^b: 0,05993	$R^2 = 0,92$ DW = 1,45	

(a) El número de valores retardados y futuros, q, se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3.
(b) Estadístico LM_{SHIN} para el caso de la cointegración determinística. Los residuos son tomados de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993). Los signos * y ** representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de Shin (1994).

Valores críticos:	5%	1%
C_μ:	0,159	0,271

GRAFICO 2
RESIDUOS DE LA ECUACION [13]

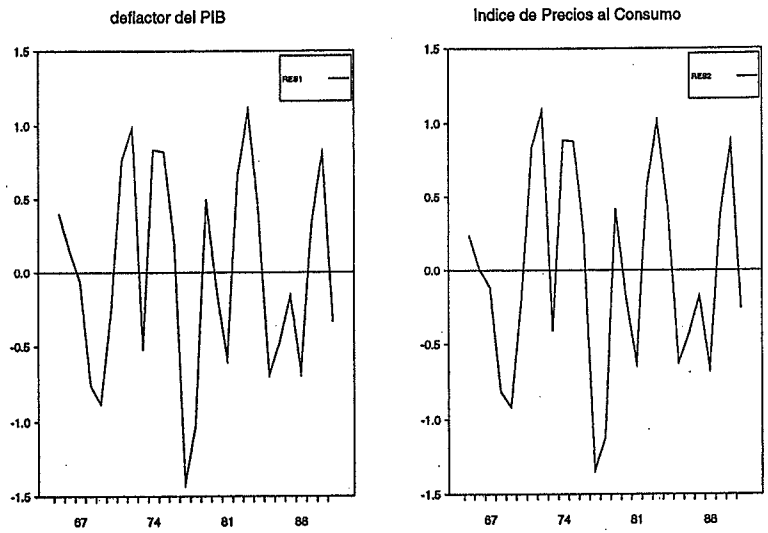
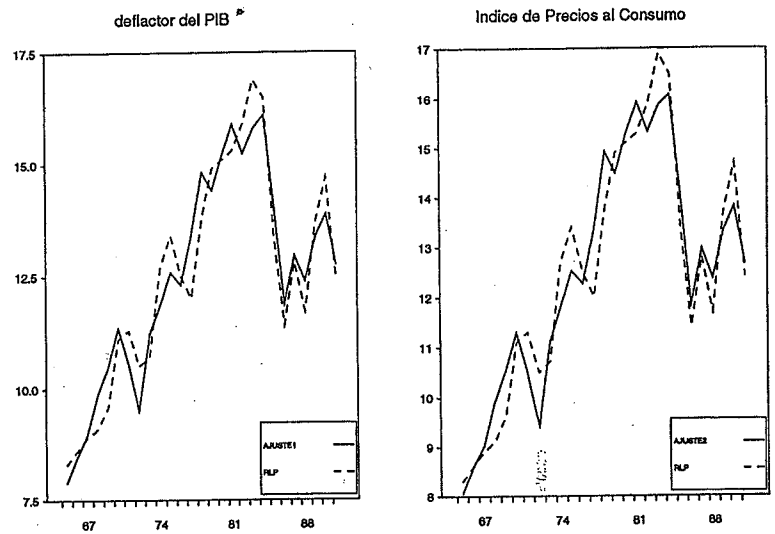


GRAFICO 3
AJUSTE DE LA ECUACION [13]



El coeficiente asociado a la inflación esperada es positivo y recoge la importancia de las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de los precios. Para el caso español es clara la desviación del efecto Fisher del caso extremo, dado que su valor se aleja claramente de la unidad (0,37), lo que implica que los tipos de interés nominales no se ajustan totalmente a la inflación en el largo plazo. Estos resultados confirman la necesidad de no imponer a priori un coeficiente igual a uno, error que se ha cometido en otros estudios previos a nivel internacional. En definitiva, un aumento de un 1% en las expectativas de inflación presionan al alza al tipo de interés nominal de equilibrio en un 0,37%.

El coeficiente que mide la relación entre los tipos de interés a largo y a corto plazo es también positivo y destaca la importancia de tener en cuenta la teoría de la estructura temporal de los tipos de interés. Ello nos permite introducir indirectamente los cambios de la política monetaria que afectan a los movimientos de los tipos de interés nominales en el largo plazo. De acuerdo con el coeficiente estimado, un aumento de 100 puntos básicos en el tipo de interés real a corto plazo incrementan en 15 puntos básicos el tipo de interés nominal a largo plazo de equilibrio.

Por lo que respecta al déficit público, los resultados confirman un signo positivo del coeficiente asociado. Se ha estimado que un aumento del 1% en la participación del déficit público bruto de intereses en el PIB

nominal, provoca un crecimiento de 51 puntos básicos en el tipo de interés nominal de equilibrio. Por último, este coeficiente está muy próximo al valor medio estimado por Nunes-Correia y Stemitsiotis (1993) para ciertos países de la OCDE.

4.3. Una explicación de la evolución a largo plazo de los tipos de interés nominales

El Cuadro 5 muestra que el sencillo modelo de determinación de los tipos de interés nominales dado por la expresión [13] explica la práctica totalidad del aumento de los mismos entre los dos subperíodos considerados, recogiendo tan sólo una parte no explicada de 0,14 y 0,20 puntos para los dos casos analizados. En el Cuadro 5 se presenta el cambio habido en cada variable explicativa de «largo plazo», al pasar de un subperíodo al siguiente, dentro de los dos en que se ha subdividido la muestra. La tasa de inflación esperada aumentó 2,64 puntos por término medio en el período 1974-93 respecto a 1964-73. El déficit público en proporción del PIB creció 3,74 puntos al pasar del primer subperíodo al segundo, mientras que los tipos de interés reales a corto plazo crecieron en término medio 6,18 puntos del segundo al primer subperíodo.

Utilizando la ecuación de largo plazo del análisis de cointegración (expresión [13]) se puede calcular la contribución, ex-post, de cada variable explicativa a la senda temporal de crecimiento de los tipos de interés nominales españoles. Tal y como muestran las cifras del Cuadro 5, el aumento de la tasa de inflación esperada llevaría consigo 0,98 (0,97 para el IPC) puntos de aumento de los tipos de interés nominales al pasar del primer al segundo subperíodo, mientras que el crecimiento del déficit público en porcentaje del PIB y de los tipos de interés reales a corto plazo serían responsables de un aumento adicional de los tipos de 1,91 (1,80 para el IPC) y 0,93 (0,99 para el IPC) puntos, respectivamente.

CUADRO 5
DESCOMPOSICION A LARGO PLAZO: CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS AL CRECIMIENTO DE LOS TIPOS DE INTERES NOMINALES
(Variación media de los subperíodos 1964-73 y 1974-93)

	Cambio a largo plazo observado	Contribución de las variables explicativas al crecimiento de los tipos de interés nominales
Caso A: deflactor del PIB, $\pi 1_t^e$		
Tasa de inflación esperada	2,64	0,98
Déficit público/PIB	3,74	1,91
Tipos de interés reales a corto plazo	6,18	0,93
Cambio en el tipo de interés nominal de equilibrio (cambio explicado por [13])		3,82
Cambio observado en el tipo de interés nominal		3,96
Resto no explicado		0,14
Caso B: IPC, $\pi 2_t^e$		
Tasa de inflación esperada	2,69	0,97
Déficit público/PIB	3,74	1,80
Tipos de interés reales a corto plazo	6,18	0,99
Cambio en el tipo de interés nominal de equilibrio (cambio explicado por [13])		3,76
Cambio observado en el tipo de interés nominal		3,96
Resto no explicado		0,20

5. CONCLUSIONES

A través de un modelo de fondos prestables de determinación de los tipos de interés y utilizando técnicas econométricas recientes de cointegración, nuestro trabajo ha identificado los determinantes macroeconómicos a largo plazo de los tipos de interés nominales de la economía española. De particular interés era descubrir la importancia de la inflación esperada en el modelo y la relación entre déficit públicos y tasas de interés en el largo plazo.

El enfoque propuesto tiene varias aportaciones importantes. En primer lugar, combina las características de un modelo de estructura temporal de tipos de interés con el resto de las variables macroeconómicas que influyen en los tipos de interés. En segundo lugar, un aspecto importante ha sido el tratamiento de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos. En el trabajo se ha utilizado el filtro de Hodrick-Prescott para generar las series de inflación esperada. Este filtro tiene las propiedades estadísticas necesarias para asegurar que los agentes mantienen expectativas racionales bajo el supuesto de precios rígidos y ajuste lento en la economía, por lo que la estimación tiene en cuenta la información pasada y futura de las tasas de inflación.

En síntesis, la inflación esperada, el déficit público en proporción al PIB y los tipos de interés reales a corto plazo aparecen como los determinantes a largo plazo de los tipos de interés nominales de equilibrio. Sorprendentemente, y en contra de los postulados teóricos propuestos, la tasa de crecimiento real de la economía no entra en la ecuación estimada de equilibrio. No obstante, nuestros resultados confirman la evidencia presentada en contra de estos postulados para otros países industrializados.

De este modo, se ha presentado evidencia empírica que avala la tesis de que el déficit público no es la única variable responsable del fenómeno de «persistencia» de altos tipos de interés nominales en la economía española. De hecho, el crecimiento de los tipos de interés nominales en 3,96 puntos entre el período 1964-73 y 1974-93 es el resultado combinado de tres factores que presionan al alza los tipos en la misma dirección: el crecimiento de la tasa de inflación esperada contribuye positivamente en el aumento de 0,98 puntos (0,97 para el IPC), mientras que el crecimiento del déficit público y de los tipos de interés a corto plazo serían responsables de un aumento adicional de los tipos nominales a largo plazo de 1,91 (1,80 para el IPC) y 0,93 (0,99 para el IPC) puntos, respectivamente. Conviene señalar, sin embargo, que el proceso de endogeneización de la política monetaria sufrido por la economía española desde finales de los años ochenta puede variar parcialmente los resultados hasta ahora presentados, especialmente en el futuro.

El trabajo muestra también la importancia de no imponer a priori en la estimación el cumplimiento del Efecto Fisher «completo», puesto que los resultados indican que aunque los tipos de interés nominales están correlacionados positivamente con la tasa de inflación (esperada), los tipos de interés no se ajustan por completo a los cambios en los precios.

Por último, la relación encontrada entre tipos de interés nominales a largo plazo y déficit públicos indica también que el ahorro privado en la economía española no logra compensar completamente los aumentos en los desequilibrios de las finanzas públicas, por lo que indirectamente se podría rechazar el teorema de equivalencia ricardiana.

Extensiones del presente trabajo deberían contrastar la sólidez de las relaciones de cointegración encontradas relajando los supuestos de economía cerrada y de exogeneidad del déficit público bruto de intereses y, adicionalmente, utilizando posibles descomposiciones de la inflación que incorporen criterios económicos[19].

APENDICE 1. LOS DATOS.

El estudio utiliza datos anuales de la Economía española para el período 1964-1993.

RLP_t: Tipo de interés nominal a largo plazo. Desde 1964 a 1981, medido por el rendimiento interno de las obligaciones industriales (media ponderada). Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 57, columna 13. De 1982 a 1993, medido por el rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años. Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 57, columna 5.

RCP_t: Tipo de interés nominal a corto plazo. Desde 1964 a 1973, tipos de interés de las instituciones crediticias, banca, medida por los depósitos a 1 año a menos de 2. Fuente: Banco de España (1994b), Cuadro 3, columna 9. De 1974 a 1993, tipos de interés del mercado interbancario de depósitos a 1 mes. Banco de España (1994b), Cuadro 1, columna 6.

P_t: Deflactor del Producto Interior Bruto a coste de factores, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

IPC_t: Indice de Precios al Consumo, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

[19] Existen intentos de modelización de la inflación y de descomposición de la misma que incorporan criterios económicos más que estadísticos. Los conceptos de inflación «latente» y «permanente» desarrollados por Quah y Vahey (1993) y aplicados al caso español por Alvarez y Sebastián (1995) constituyen un intento en este sentido, y generan una inflación tendencial para la economía española visualmente distinta de la obtenida en el presente artículo con el HPF.

PIB_t: Producto Interior Bruto a precios de mercado, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

y_t: Producto Interior Bruto en términos reales, base 1980, deflactado por P_t. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

$CNFPU_t$: Capacidad/Necesidad de financiación de las AA.PP. incluido los intereses de la deuda. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994a).

g_t: Tasa de crecimiento real de la Economía, $(y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$.

def_t: Déficit público bruto de intereses en porcentaje del PIB nominal, $CNFPU_t/PIB_t$.

$\pi 1_t$: Tasa de inflación corriente medida por el deflactor del PIB a precios de mercado, $(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$.

$\pi 2_t$: Tasa de inflación corriente medida por el Indice de Precios al Consumo, $(IPC_t - IPC_{t-1})/IPC_{t-1}$.

$\pi 1^e_t$: Tasa de inflación esperada medida por el componente de baja frecuencia de la tasa de inflación, $\pi 1_t$, generado por el filtro de Hodrick-Prescott.

$\pi 2^e_t$: Tasa de inflación esperada medida por el componente de baja frecuencia de la tasa de inflación, $\pi 2_t$, generado por el filtro de Hodrick-Prescott.

rcp_t: Tipo de interés real a corto plazo, $RCP_t - \pi 1_t$.

APENDICE 2. EL FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT

Hodrick y Prescott (1980) han propuesto un método de descomposición de las series temporales entre un componente tendencial (permanente) y un componente cíclico (transitorio) derivado de la aplicación de un filtro lineal de alisado conocido con el nombre de Whittaker-Henderson tipo A.

En concreto, el filtro de Hodrick-Prescott se obtiene como la solución del problema:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^{T} [(y_t - \mu_t)]^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})\right]^2 \qquad [A.2.1]$$

donde μ_t es el componente tendencial e $y_t - \mu_t = c_t$ es el componente cíclico.

El primer término mide el ajuste de c_t sobre y_t, mientras que el segundo indica el grado de alisado de μ_t. El parámetro λ juega un papel crucial en la descomposición de la serie en sus dos componentes.

La condición de primer orden es:

$$y_t = \lambda\, [\mu_{t+2} - 4\, \mu_{t+1} + (6 + \lambda^{-1})\, \mu_t - 4\, \mu_{t-1} + \mu_{t-2}] \qquad [A.2.2]$$

expresión que se puede reescribir utilizando el operador de retardo L en:

$$y_t = \lambda\, [L^{-2} - 4\, L^{-1} + (6 + \lambda^{-1}) - 4\, L + L^2]\, \mu_t =$$
$$= \lambda\, [(1 - L)^2\, (1 - L^{-1})^2 + \lambda^{-1}]\, \mu_t \qquad [A.2.3]$$

En el caso de que una serie infinita de realizaciones de y_t esté disponible, el componente tendencial vendrá dado por la media móvil infinita:

$$\mu_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \alpha_j y_{t-j},\ \alpha_j = \alpha_{-j} \qquad [A.2.4]$$

donde las ponderaciones vienen dadas por:

$$\alpha(L) = \lambda\, [(1\text{-}L)^2\, (1\text{-}L^{-1})^2 + 1]^{-1} \qquad [A.2.5]$$

Harvey y Jaeger (1993) muestran que el filtro [A.2.3] puede ser considerado como la estimación óptima del componente tendencial cuando la serie y_t se genera por el proceso:

$$y_t = \mu_t + n_t \qquad [A.2.6]$$
$$\mu_t = \mu_{t-1} + \psi_{t-1}$$
$$\psi_t = \psi_{t-1} + \xi_t$$
$$n_t \text{ NID } [0,(\sigma_n)^2],\ \xi_t \text{ NID } [(0,(\sigma_\xi)^2],\ \lambda = (\sigma_n)_2/(\sigma_\xi)_2$$

Hodrick y Prescott han propuesto un algorítmo que permite estimar el componente cíclico de una serie a partir de un número finito de observaciones. En notación matricial, la expresión [A.2.1] se transforma en:

$$\min c'_t c_t + \lambda (K\mu_t)' K\mu_t \qquad [A.2.7]$$

$$\text{con } K\mu_t = \begin{vmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 \ldots 0\,0\,0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \ldots 0\,0\,0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 1 \ldots 0\,0\,0 \\ & & \ldots & & \ldots \\ & & \ldots & & \ldots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \ldots 1\,-2\,1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ . \\ . \\ \mu_n \end{vmatrix}$$

El parámetro λ recoge la importancia relativa concedida a los dos componentes de la función de pérdida [A.2.1]. Cuanto más alto es lambda, más la descomposición de la serie se hace en detrimento del componente cíclico. Cuanto más bajo sea el valor del parámetro, en mayor medida se ajusta la tendencia a la serie original. La elección a priori de un valor para lambda es, en buena medida, arbitraria. Hodrick y Prescott han sugerido un valor elevado de lambda, y en la práctica recomiendan utilizar el valor de $\lambda = 1600$ para datos de alta frecuencia (trimestrales y mensuales) y 100 para datos anuales. En el presente trabajo, con datos anuales, su interpretación es la de una aproximación a un filtro que eliminara de la serie todos los ciclos de período superior a 8 años.

APENDICE 3. TEST DE RAICES UNITARIAS DE KWIATKOWSKI ET AL. (1992)

Los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller [Fuller (1976) y Phillips y Perron (1988)] que utilizan la hipótesis nula de raíz unitaria, pueden tener bajo poder contra alternativas de persistencia si la muestra de los datos disponibles no es suficientemente larga [véase Perron (1991)]. Además, DeJong et al. (1992)] muestran en un estudio de Montecarlo que estos test no son capaces de distinguir frecuentemente series con una raíz unitaria frente a series AR(1) con un coeficiente autorregresivo cercano a la unidad. Para solucionar este problema Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) han sugerido un nuevo contraste (en adelante test KPSS) que se basa en la hipótesis nula de estacionariedad frente a la hipótesis alternativa de raíz unitaria, es decir, la inversa de los test tipo Dickey-Fuller.

Los test de Dickey-Fuller (DF) y de Phillips-Perron (PP) se basan en una regresión de la forma siguiente:

$$y_t = \alpha + \rho\, y_{t-1} + \upsilon_t \qquad [A.3.1]$$

donde υ_t se supone estacionario. Kwiatkowski et al. (1992) proponen un contraste de raíz unitaria basado en la descomposición de la serie en la suma de una tendencia determinística, un paseo aleatorio y un término de error estacionario:

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \qquad [A.3.2]$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \qquad [A.3.3]$$

con u_t como i.i.d. y ε_t estacionario. El valor inicial del paseo aleatorio se considera fijo, por lo que hace el papel de una constante o la media a la que vuelve la serie. La hipótesis nula de estacionariedad implica que $\sigma_u^2 = 0$ o, lo que es equivalente, que $\sigma_r^2 = 0$.

En realidad el test KPSS es un caso particular de un coeficiente aleatorio del modelo:

$$y_t = \xi + x_t\beta_t + \varepsilon_t \qquad [A.3.4]$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t \qquad [A.3.5]$$

en el que imponiendo las condiciones $x_t = 1$ y $\beta_t = r_t$, la ecuación [A.3.4] queda reducida a la expresión [A.3.2]. Ello significa que contrastar la hipótesis nula de estacionariedad contra la alternativa de raíz unitaria es equivalente a contrastar la nula de un modelo de coeficiente constante contra la alternativa de un modelo de coeficiente aleatorio.

El test KPSS utiliza un contraste del tipo del multiplicador de Lagrange:

$$LM_{KPSS} = \frac{\sum_{t=1}^{T} S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \qquad [A.3.6]$$

donde:

$$S_t = \sum_{i=1}^{t} e_i \qquad [A.3.7]$$

siendo e_t los residuos de la regresión de y_t sobre una constante y una tendencia (test η_τ) o respecto a una constante sin tendencia (test η_μ), $\hat{\sigma}^2_\varepsilon$ es la estimación de la varianza residual de estas dos regresiones (suma de los cuadrados de los residuos dividido por T-1) y T es el tamaño de la muestra. La distribución de ambos estadísticos no es estándar y los valores críticos apropiados se encuentran disponibles en la tabla 1 de Kwiatkowski et al. (1992).

Por último, Kwiatkowski et al. (1992) extienden estos dos contrastes de estacionariedad al caso en el que ε_t presenta autocorrelación y problemas de heterocedasticidad. Bajo este supuesto es necesario reemplazar en la expresión [A.3.6] el denominador por el estimador de la varianza de largo plazo de ε_t, s^2 (k), según el procedimiento recomendado en Newey y West (1987), lo que lleva a los estadísticos $\hat{\eta}_\tau$ y $\hat{\eta}_\mu$ ya mencionados:

$$\hat{\eta} = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^{T} S_t^2}{s^2(k)} \qquad [A.3.8]$$

donde k es igual al número de retardos y T^{-2} es el factor utilizado para normalizar el numerador.

APENDICE 4. MÉTODO DE ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION DE PHILLIPS Y HANSEN (1990) Y HANSEN (1992)

En este procedimiento se aplican correcciones semiparámetricas que corrigen los sesgos de endogeneidad y la presencia de correlación serial de la estimación de cointegración por MCO. La ventaja de la utilización de los estimadores de Phillips y Hansen (1990) es que éstos pueden ser usados para realizar inferencia estadística debido a que se distribuyen como una normal. En el método de estimación de cointegración sugerido en Phillips y Hansen (1992) y en Hansen (1992), se considera

la variable y_t y un conjunto de variables representadas en el vector x_t, las cuales están cointegradas y cuya relación de cointegración viene representada por la expresión siguiente:

$$y_t = \delta x_t + \varepsilon_t \qquad [A.4.1]$$

donde $t = 1,\ldots,T$

$$x_t = (x'_{1t}, x'_{2t})'$$
$$x_{1t} = 1$$
$$x_{2t} = x_{2t-1} + \tau_t \qquad [A.4.2]$$

Por otra parte, se define $\{u_t\}$ como la secuencia del término de los errores por el vector $u'_t = (\varepsilon'_t, \tau'_t)$ y las matrices asociadas siguientes:

$$\Omega = \lim_{T \to \infty} (1/T) \sum_{t=1}^{T} \sum_{j=1}^{T} E(u_j u'_t) \qquad [A.4.3]$$

$$\wedge = \lim_{T \to \infty} (1/T) \sum_{t=1}^{T} \sum_{j=1}^{t} E(u_j u'_t) \qquad [A.4.4]$$

Las matrices Ω (o matriz de covarianzas a largo plazo) y $\wedge$ son particionadas en función de u_t:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{\varepsilon\varepsilon} & \Omega_{\varepsilon\tau} \\ \Omega_{\tau\varepsilon} & \Omega_{\tau\tau} \end{bmatrix} \; ; \wedge = \begin{bmatrix} \wedge_{\varepsilon\varepsilon} & \wedge_{\varepsilon\tau} \\ \wedge_{\tau\varepsilon} & \wedge_{\tau\tau} \end{bmatrix} \qquad [A.4.5]$$

La primera etapa de la estimación de la regresión de cointegración de [A.4.1] consiste en aplicar MCO a esta expresión con el objetivo de obtener los residuos de la misma, $\hat{\varepsilon}_t$. En segundo lugar, se estima la expresión [A.4.2] en diferencias aplicando MCO, obteniéndose los residuos $\hat{\tau}_t$. En este caso, la secuencia de los términos de los errores será:

$$\hat{u}_t = (\hat{\varepsilon}_t, \Delta x'_t) \qquad [A.4.6]$$

Dado que los residuos de cointegración $\hat{\varepsilon}_t$ tienen a menudo problemas de autocorrelación, Hansen (1992) sugiere, siguiendo a Andrews y Monahan (1992), *pre-blanquear* los residuos $\hat{u}_t$ mediante un VAR (1) con

el objetivo de obtener los residuos blanqueados de $\hat{\varepsilon}_t$[20]. De este modo, las matrices de covarianzas son estimadas a través de regresión espectral mediante la forma:

$$\hat{\Omega}_\varepsilon = \sum_{s=-T}^{T} \omega(s)\, 1/T \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-s}\, \hat{\varepsilon}'_t \qquad [A.4.7]$$

$$\hat{\Lambda}_\varepsilon = \sum_{s=1}^{T} \omega(s)\, 1/T \sum_{t=s+1}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-s}\, \hat{\varepsilon}'_t \qquad [A.4.8]$$

donde ω (.) es el retardo de la ventana utilizada en la función de densidad espectral.

Posteriormente, la función de covarianzas de los parámetros estimados se obtiene recoloreando las matrices de covarianzas originales:

$$\hat{\Omega}_{\varepsilon.\tau} = \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau} - \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}_{\tau\varepsilon} \qquad [A.4.9]$$

$$\hat{\Lambda}^{+}_{\tau\varepsilon} = \hat{\Lambda}_{\tau\varepsilon} - \hat{\Lambda}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \hat{\Omega}_{\tau\varepsilon} \qquad [A.4.10]$$

donde $\hat{\Omega}_{\varepsilon.\tau}$ representa la matriz de varianzas a largo plazo de ε_t condicionada a τ_t, y $\hat{\Lambda}^{+}_{\tau\varepsilon}$ recoge el sesgo en la estimación debido a la endogeneidad de los regresores después de haber aplicado la corrección semiparamétrica de Phillips y Hansen (1990).

Por otra parte, la estimación del parámetro δ de la expresión [A.4.1] es consistente o superconsistente pero está sesgada en muestras finitas. Por este motivo, Hansen (1992) propone el cálculo de un estimador de δ según el método propuesto en Phillips y Hansen (1990):

$$\hat{\delta}^{+} = \left[\sum_{t=1}^{T} [y^{+}_t x'_t - \hat{\Lambda}^{+\prime}_{\tau\varepsilon})] \right] \left[\sum_{t=1}^{T} x_t x'_t \right]^{-1} \qquad [A.4.11]$$

donde $y^{+}_t = y_t - \hat{\Omega}_{\varepsilon\tau}\, \hat{\Omega}^{-1}_{\tau\tau}\, \Delta x_t$, y los correspondientes residuos asociados son $\hat{\varepsilon}^{+}_t = y^{+}_t - \hat{\delta}^{+} x_t$.

[20] En primer lugar, se estima un VAR para obtener los residuos $\hat{u}_t = \hat{\phi}\, \hat{u}_{t-1} = \hat{\varepsilon}_t$. En segundo lugar, un estimador de la función de densidad espectral («kernel estimator») se aplica para blanquear los residuos $\hat{\varepsilon}_t$.

REFERENCIAS

Allen, S. (1990), «The effect of federal deficits and debt on the tax-ajusted, short-term, real interest rate», *Economic Letters* 34, pp. 169-173.

Allen, S. (1991), «Government borrowing and tax-ajusted real and nominal interest rates», *Applied Economics* 23, pp. 31-39.

Alvarez, L. J. y M. Sebastián (1995), «La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica», *Documento de Trabajo*, núm. 9521, Banco de España.

Andrews, D. W. K. (1991), «Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation», *Econometrica* 59, pp. 817-858.

Andrews, D. W. K. y J. C. Monahan (1992), «An Improved Heteroskedascity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator», *Econometrica* 60, pp. 953-966.

Ballabriga, F. C. y M. Sebastián (1993), «Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?», *Revista Española de Economía*, Vol. 10, núm. 2, pp. 283-306.

Banco de España (1991), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1981-1990)*, Madrid.

Banco de España (1992), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.

Banco de España (1993), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1983-1992)*, Madrid.

Banco de España (1994a), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1984-1993)*, Madrid.

Banco de España (1994b), *Boletín Económico*, Series históricas en cinta magnética, septiembre.

Banco de España (1994c), *Annual Report* 1993, pp. 117-123.

Banco de España (1994d), «Monetary Policy in 1994», *Economic Bulletin*, January, pp. 49-54.

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1991), «World Real Interest Rates», *N.B.E.R. Macroeconomics Annual 1990*, No. 5, pp. 15-61.

Barth, J. R., Iden, G. y F. S. Russek (1985), «Federal borrowing and short term interest: a comment», *Southern Economic Journal* 52, pp. 554-559.

Berheim,E.D. (1987), «Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence», *NBER Macroeconomics Annual*, No. 2, pp. 263-304.

Camarero, M., Esteve, V. y C. R. Tamarit (1993), «Activos de caja y endogeneidad de la oferta monetaria en España», *Revista de Economía Aplicada*, Vol. I, núm. 3, pp. 119-137.

Camarero, M., Esteve, V. y C. R. Tamarit (1994), «Ausencia de señoreaje y solvencia del gobierno ante la U.E.M.: puede España cumplir ambas condiciones?», *Revista de Análisis Económico*, Vol. 9, núm. 2, noviembre, ILADES/Georgetown University, Chile, pp. 3-24.

Cebula, R. J., Bates, K.; Marks, L. y A. Roth (1988), «Financial-Market Effects of Federal Governement Budget Deficits», *Weltwirtschaftliches Archiv 4*, pp. 729-733.

DeJong, D. N. J., Nankervis, J. C., Savin, N. E. y C. H. Whiteman (1992), «Integration versus trend stationary in time series», *Econometrica* 60, pp. 423-433.

Echols, M. E. y J. W. Elliot (1976), «Rational Expectations in a Disequilibrium Model of the Term Structure», *American Economic Review 66*, pp. 28-44.

Engle, R. F. y C. W. Granger, (1987), «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.

Esteve, V., Fernández, J. I. y C. R. Tamarit (1993), «La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España», *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, núm. 1, enero, pp. 119-142.

Esteve, V. y C. R. Tamarit (1994), «Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, Vol II, núm. 5, pp. 27-50.

Evans, P. (1985), «Do Large Deficits Produce High Interest Rates?», *American Economic Review* 75, pp. 68-87.

Evans, P. (1987a), «Interest rate and expected future deficits in the US», *Journal of Political Economy* 95, pp. 34-58.

Evans,P. (1987b), «Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? Evidence from Six Countries», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 281-300.

Frenkel, J. A. y A. Razin (1992), *Fiscal policy and the world economy,* MIT Press, second edition.

Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series,* John Wiley & Sons, New York.

Hallman, J. J., Porter, R. D. y D. H. Small (1991), «Is the Price level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?», *American Economic Review* 81, pp. 841-858.

Hansen, B. E. (1992), «Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes», *Journal of Business & Economic Statistics* 10, pp. 321-335.

Harvey, A. C. y A. Jaeger (1993), «Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle», *Journal of Applied Econometrics* 59, pp. 377-389.

Haug, A. A. (1992), «Critical Values for the $\hat{Z}_\alpha$-Phillips-Ouliaris Test for Cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 473-480.

Hodrick,R. y E. Prescott (1980), «Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation», *Working paper,* Carnegie-Mellon University, Pittsburgh.

Hoelscher,G. (1983), «Federal Borrowing and Short Term Interest Rates», *Southern Economic Journal* 50, pp. 319-333.

Hoelscher,G. (1986), «New Evidence on Deficits and Interest Rates», *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. XVIII, pp. 1-17.

Hutchison, M. M. y D. H. Pyle (1984), «The Real Interest Rate/Budget Deficit Link: International Evidence, 1973-82», *Economic Review,* Federal Reserve Bank of San Francisco, Fall, No. 4, pp. 26-35.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Y. Shin (1992), «Testing the null of stationary against the alternative of a unit root», *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.

King, R. G. y S. T. Rebelo (1993), «Low frequency filtering and real business cycles», *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, pp. 207-231.

Makin, J. H. (1983), «Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits», *Review of Economics and Statistics,* August, pp. 374-384.

Mascaro, A. y A. Meltzer (1983), «Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World», *Journal of Monetary Economics,* November, pp. 485-518.

Mauleón,I. (1987), «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *Papeles de Economía Española,* núm. 32, pp. 79-92.

Mauleón, I. y J. Pérez (1984), «Interest rates determinants and consequences for macroeconomic perfomance in Spain», *Documento de Trabajo,* núm. 8420, Banco de España.

Mehra, Y. P. (1992), «Déficits and long-term interest rates: an empirical note», *Working Paper,* No. 92-2, Federal Reserve Bank of Richmond.

Mehra, Y. P. (1994), «An error-correction model of the long-term bond rate», *Economic Quarterly,* Federal Reserve Bank of Richmond, Fall, pp. 49-68.

Mishkin, F. S. (1984), «The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study», *Canadian Journal of Economics* 17, pp. 283-311.

Mishkin, F. S. (1991), «Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates», *NBER Working Paper,* No. 3632.

Molinas, C., Sebastián, M. y A. Zabalza (eds.), (1991), *La economía española: una perspectiva macroeconómica,* Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.

Mussa, M. (1981), «Sticky Prices and Disequilibrium Adjustement in a Rational Model of the Inflationary Process», *American Economic Review* 71, pp. 1020-1027.

Newey, W. K. y K. D. West (1987), «A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica* 55, pp. 703-708.

Nunes-Correia, J. y L. Stemitsiotis (1993), «Budget Deficit and Interest Rates: Is there a Link?», *Economic Papers,* No. 105, Commission of the European Communities, november.

Perron, P. (1991), «Test Consistency with Varying Sampling Frequency», *Economic Theory* 7, pp. 341-368.

Phillips, P. C. B. y B. E. Hansen (1990), «Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.

Phillips, P. C. B. y S. Ouliaris (1990), «Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», *Econometrica* 58, pp. 165-193.

Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.

Plosser, C. I. (1982), «Government Financing Decisions and Asset Returns», *Journal of Monetary Economics* 9, pp. 325-352.

Plosser, C. I. (1987), «Fiscal Policy and the Term Structure», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 343-367.

Quah, D. y S. Vahey (1993), «Measuring Underlying Inflation», *manuscrito,* Bank of England.

Raymond, J. L. y J. Palet (1989), «Factores determinantes de los tipos reales de interés en España: el papel del "déficit esperado" del sector público», Documentos de Trabajo, núm. 50, Fundación F.I.E.S., Madrid.

Reichenstein, W. y J. W. Elliott (1987), «A Comparison of Models of Long-Term Inflationary Expectations», *Journal of Monetary Economics* 19, pp. 405-425.

Sargent, T. J. (1969), «Commodity Price Expectations and the Interest Rate», *Quarterly Journal of Economics* 83, pp. 127-140.

Seater, J. (1993), «Ricardian Equivalence», *Journal of Economic Literature* XXXI, March, pp. 142-190.

Shin, Y. (1994), «A Residual-Based Test of Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», *Econometric Theory* 10, pp. 91-115.

Spiro, P. S. (1990), «The Effect of Government Debt on Short-term Real Interest Rates: Comment on Findlay», *International Monetary Fund Staff Papers* 37, No. 4, pp. 881-891.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1993), «A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica* 61, pp. 783-820.

Tanzi, V. (1985), «Fiscal Deficits and Interest Rates in the United States: An Empirical Analysis, 1960-84», *International Monetary Fund Staff Papers* 32, pp. 551-576.

Tease, W., Dean, A., Elmeskov, J. y P. Hoeller (1991), «Real Interest Rate Trends: The Influence of Saving, Investment and other Factors», *OECD Economic Studies* No. 17, pp. 107-144.

Vega, J. L. (1994), «Is the ALP long-run demand function stable?», *Economic Bulletin,* Banco de España, October, pp. 51-53.

ABSTRACT

This paper examines whether long-term nominal interest rates are cointegrated with budget deficits over the period 1964-1993 whith annual data. The empirical results show that nominal interest rates are cointegrated with deficits if a proxy for long-term expected inflation is included in the long-term equation. The Hodrick-Prescott filter is used to model the expected inflation.