

DEFICIT PUBLICO, DEUDA PUBLICA, «TAX-SMOOTHING» Y COINTEGRACION: EL CASO DE ESPAÑA (*)

Vicente Esteve
Universitat de València y CRDE
Université de Montréal

J. Ismael Fernández
Universitat de València

Cecilio R. Tamarit
Universitat de València

Resumen En este trabajo se utiliza el procedimiento de contrastación desarrollado por Trehan y Walsh (1988) para la hipótesis de «tax-smoothing» de Barro, realizando una aplicación de la misma al caso de España durante el período 1964-91. Los resultados, en general, son desfavorables a dicha hipótesis.

Abstract In this paper the procedure developed by Trehan and Walsh (1988) is used to test Barro's hypothesis of tax-smoothing. We apply this methodology to the case of Spain for the period 1964-1991. The results, in general, reject this hypothesis.

1. INTRODUCCION

Los elevados déficit presupuestarios aparecidos durante los años ochenta en la mayoría de los países de la OCDE han generado en la literatura macroeconómica un amplio debate sobre los efectos que la política fiscal, tanto en su vertiente del gasto como de los impuestos, tiene sobre las variables macroeconómicas y el comportamiento del sector privado de la economía.

Una de las vías del desarrollo teórico y empírico se ha dirigido a contrastar en qué medida los impuestos distorsionan a la economía, y cómo afecta esta circunstancia al comportamiento temporal óptimo del déficit público. En este contexto, el modelo del ciclo vital del consumo de Hall (1978), en el que se incorpora el concepto de renta «permanente», ha sido reinterpretado como una teoría positiva de la financiación del gobierno (Barro, 1979, 1980, 1986a, 1986b y posteriormente Sargent, 1987).

(*) El trabajo se enmarca en el Proyecto SEC92-0980-C02-02 de la CICYT. Versiones anteriores del mismo fueron financiadas por la Fundación FIES y la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros. El primer autor ha recibido también financiación del proyecto DGCYT-93-028 y del Programa de Estancias de Investigación en el Extranjero de la Consellería de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana. Los puntos de vista expresados en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente los de las instituciones a las que representan. Los autores agradecen a un evaluador anónimo sus valiosos comentarios y a Pierre Perron del CRDE, su amabilidad al facilitarnos los procedimientos para el cálculo de las raíces unitarias con cambio en la media.

Con estas referencias, la teoría de Barro conocida en la literatura como hipótesis de «tax-smoothing» (1), puede utilizarse como una vía para racionalizar económicamente los elevados déficit públicos experimentados por la economía española durante el período de crisis económica, su posterior reducción coincidiendo con la expansión económica de la segunda parte de los años ochenta, y la reaparición de los mismos a principios de los noventa. En este sentido, los déficit públicos observados en la economía española en los períodos 1977-1982 y 1990-1992, formarían parte de una respuesta óptima de suavización impositiva a una «innovación» producida por etapas de recesión económica sobre el valor presente de los gastos del gobierno. En este caso, la hipótesis de «tax-smoothing» predice que la respuesta óptima del gobierno consistiría en la reducción inmediata de los ingresos impositivos relativos, en comparación con la época anterior al «shock». Así, el efecto de estas reducciones de ingresos se plasmaría en un crecimiento de los déficit mientras los gastos públicos se mantuvieran altos que, más tarde, debería ser seguido por una secuencia de superávit primarios del presupuesto del gobierno (después de que las reducciones esperadas en los gastos públicos se hubieran realizado en un futuro).

Esta aplicación del modelo de Barro resulta en nuestra opinión sumamente atractiva, puesto que ofrece una novedosa justificación teórica a la evolución de la senda temporal de los déficit públicos españoles como una política óptima del gobierno. En este sentido, la vía de racionalización de los elevados déficit públicos primarios de la economía española utilizada en nuestro análisis, incide en la idea de que estos eran de carácter temporal y tarde o temprano serían reemplazados por superávit primarios.

En síntesis, de acuerdo con este enfoque, los elevados déficit públicos corrientes experimentados recientemente en España constituirían una «señal» de futuras reducciones en la senda temporal de los gastos públicos netos de intereses de la deuda y el comportamiento contracíclico de los mismos vendría fundamentado en una política de «tax-smoothing».

El objetivo del trabajo es comprobar para la economía española y para el período 1964-1991, el cumplimiento de las restricciones que sobre el déficit primario y la senda temporal conjunta de los ingresos impositivos y gastos públicos netos de intereses impone la hipótesis de «tax-smoothing», utilizando las recientes técnicas econométricas de la teoría de la cointegración. Aplicando estas técnicas el tema ha sido estudiado para la economía americana (Trehan y Walsh, 1988), pero no existe evidencia empírica para otros países, ni para la economía española.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los fundamentos de la teoría de financiación óptima del gobierno desarrollada por Barro, y dentro de ésta, se discute especialmente los fundamentos teóricos de la hipótesis de «tax-smoothing», desarrollándose las implicaciones que tal restricción impone sobre el comportamiento estocástico del déficit público primario y las series implicadas en la evolución del mismo. En la sección 3 se comprueba empíricamente para la economía española si la senda temporal descrita por el déficit público primario es consistente con el cumplimiento de las restricciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing». Con este propósi-

(1) Los autores prefieren mantener el término original en inglés «tax-smoothing» dada la dificultad de encontrar un término económico similar en español, aunque una traducción aproximada sería «suavización impositiva» o «alisado impositivo».

to, se efectúa un análisis univariante de las distintas variables y se aborda con más detalle el problema de la estacionariedad del déficit público. Por último, se especifican las relaciones de largo plazo entre los gastos e ingresos públicos mediante el uso de la teoría de la cointegración. La sección 4, recoge algunas conclusiones relevantes.

2. CONSIDERACIONES TEORICAS

Robert Barro (1974) desarrolló una actualización de la hipótesis ricardiana de la neutralidad de la deuda pública, hipótesis que posteriormente extendió teóricamente y comprobó empíricamente entre otros trabajos en Barro (1979, 1981a, 1981b, 1987). En síntesis, Barro sostiene que la financiación del déficit mediante deuda es «equivalente» a la financiación mediante impuestos, puesto que los agentes económicos consideran que el valor presente descontado de las obligaciones impositivas futuras coinciden exactamente con el valor de la deuda pública existente en su cartera. De este modo, en términos netos, el efecto riqueza de la deuda es cero y los títulos del gobierno no forman parte del stock de riqueza de los agentes económicos. En este sentido, la deuda pública es «neutral» en sus efectos sobre la economía al no afectar a las funciones de consumo, ahorro y demanda de dinero del público.

2.1. La hipótesis de «tax-smoothing» como una teoría del gasto público permanente

Suponiendo la validez de la neutralidad de la deuda, Barro ha desarrollado una teoría de la financiación óptima del gobierno (Barro, 1979, 1980, 1986a, 1986b). La idea central de la teoría de «tax-smoothing» es que el gobierno selecciona una secuencia temporal de tasas impositivas con el fin de minimizar los «costes de distorsión» asociados a la generación de ingresos impositivos, dado el valor presente de los ingresos netos. La principal conclusión es que una política de financiación óptima del presupuesto del gobierno requiere una planificación temporal uniforme de las tasas impositivas y ello implica que los déficit públicos deberán variar en el tiempo para mantener constantes tales tasas.

Barro (1979, 1980, 1986a, 1986b) y posteriormente Sargent (1987) aplican el modelo del ciclo vital del consumo de Hall (1978), en el que el consumo depende de la «renta permanente», a una teoría positiva de la financiación óptima del gobierno. En el modelo del ciclo vital de consumo de Hall se considera un consumidor representativo que elige una secuencia de consumo que maximiza su utilidad, sujeto a un flujo exógeno de renta «permanente» y a una restricción presupuestaria de riqueza individual. En la teoría de financiación óptima del gobierno de Barro-Sargent, se considera un gobierno que elige una secuencia de ingresos impositivos que minimice los «costes de distorsión», sujeto a un flujo exógeno de gastos públicos netos de intereses de carácter «permanente» y a un stock de deuda pública determinado. La idea central es que la generación de ingresos impositivos produce «costes de distorsión» y por ello el gobierno tiene incentivos para repartir los ingresos en el tiempo para minimizar tales costes. En esta sección, mostramos que el déficit público primario será generalmente no estacionario si se cumple tal

hipótesis y presentamos las restricciones que sobre la senda temporal de los ingresos impositivos, gastos públicos netos de intereses y el propio déficit primario, impone el cumplimiento de la hipótesis de «tax-smoothing».

Se asume que la función de pérdida del gobierno, en la que se recogen los «costes de distorsión» de la generación de ingresos impositivos, se puede representar en términos cuadráticos por la expresión:

$$L(\tau_t) = u_1 \tau_t + (u_2 / 2) \tau_t^2, \quad u_1, u_2 > 0 \quad [2.1]$$

donde τ_t representa los ingresos impositivos en el momento t .

Se supone que el problema de optimización del gobierno consiste en la elección de una secuencia temporal de ingresos impositivos y de emisión de deuda pública $\{\tau_t, B_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ con el objetivo de minimizar el valor presente de las distorsiones representadas en [2.1], sujeto a un proceso estocástico exógeno para la senda temporal de los gastos del gobierno netos de intereses $\{g_t\}$ y a la restricción presupuestaria intertemporal del sector público (2).

En términos más formales, el gobierno maximiza la expresión:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[-(u_2 / 2) \tau_t - u_1 \tau_t^2 \right], \quad 0 < \beta < 1 \quad [2.2]$$

sujeta a la restricción para cada período corriente de su presupuesto, que en términos flujo viene representada por:

$$b_{t+1} = (1 + r) b_t + g_t - \tau_t = (1 + r) b_t + d_t \quad [2.3]$$

donde b_t es el stock de deuda pública en términos reales, r es el tipo de interés real esperado, g_t representa los gastos públicos netos de intereses de la deuda en términos reales, τ_t son los ingresos impositivos en términos reales y, por último, el término $d_t = g_t - \tau_t$ es el déficit público primario.

Las restricciones presupuestarias del sector público de cada período individual se pueden agregar intertemporalmente. De este modo, suponiendo que $r > 0$, tomando expectativas sobre el valor esperado en la expresión [2.3] y resolviendo recursivamente mediante sustitución hacia adelante, se obtiene la expresión:

$$b_t = -E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1 + r)^{-(j+1)} (g_{t+j} - \tau_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} E_t (1 + r)^{-(j+1)} b_{t+j+1} \quad [2.4]$$

La expresión [2.4] representa la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno e indica que el valor corriente de mercado del stock de deuda pública debe ser igual al valor presente descontado de los superávit primarios corrientes y futuros, más un término

(2) Siguiendo las proposiciones de Barro (1979) y las especificaciones posteriores de Sargent (1987), se supone que el gobierno no financia su déficit haciendo uso del señoreaje o de ingresos provenientes de la apelación al banco central.

no que depende de la senda temporal del stock de deuda pública, cuando el tiempo tiende a infinito.

Bajo la hipótesis de que se cumple la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno, el segundo término de la parte derecha de [2.4] debe ser cero (3):

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t (1 + r)^{-(j+1)} b_{t+j+1} = 0 \quad [2.5]$$

condición que excluye la estrategia de «nunca impuestos, siempre más préstamos» (4) y, por lo tanto, su cumplimiento asegura que el gobierno no se verá envuelto en la financiación de su déficit en una burbuja especulativa.

Bajo la condición [2.5], la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno [2.4], puede ser reescrita como:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1 + r)^{-(j+1)} \tau_{t+j} = b_t + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1 + r)^{-(j+1)} g_{t+j} \quad [2.6]$$

La ecuación [2.6] indica que el valor presente esperado de la secuencia temporal de ingresos impositivos es igual a la suma del valor presente esperado de los gastos públicos netos de intereses y del valor actual del stock de deuda pública.

Como muestra Sargent (1987), la solución de primer orden al problema de optimización del gobierno [2.2], sujeta a la restricción [2.6], implica que:

$$E_t \tau_{t+1} = \tau_t \quad [2.7]$$

por lo que los ingresos públicos impositivos deberían ser un paseo aleatorio o un proceso «martingala» (5).

Si sustituimos [2.7] en la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno [2.6], los ingresos impositivos óptimos vienen dados por la expresión:

$$\tau_t = r \left[b_t + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1 + r)^{-(j+1)} g_{t+j} \right] \quad [2.8]$$

Las ecuaciones [2.7] y [2.8] representan una versión de la teoría de la renta permanente del consumo de Hall (1978) aplicada al caso de la elección óptima de la senda de impuestos por parte del gobierno, y constituye una «teoría del gasto público permanente» para los ingresos impositivos. La expresión de la parte derecha de [2.8] puede ser interpretada como la tasa a la cual el gobierno espera ser capaz de generar ingresos

(3) En Esteve, Fernández y Tamarit (1993) se obtiene evidencia empírica del cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno para el caso español.

(4) La estrategia es conocida en la teoría de juegos como «Ponzi game».

(5) Las implicaciones de la expresión [2.7] son fundamentalmente dos: 1) los cambios en los ingresos impositivos deberían producirse solamente cuando se producen cambios de carácter permanente en los gastos públicos netos de intereses y 2) ninguna otra variable que los gastos públicos de carácter permanente deberían tener significatividad para predecir la evolución de los ingresos impositivos.

impositivos mientras permanecen inalterados su stock de deuda pública y los gastos públicos netos de intereses. Por otro lado, tal como muestra Barro (1979, 1986b), el hecho de que las tasas impositivas sean una martingala como indica la expresión [2.7], implica que los ingresos impositivos se ajustan ante cambios imprevistos o «innovaciones» en los gastos públicos netos de intereses (y en la renta real de la economía), aunque el signo o magnitud de ese necesario ajuste no pueda predecirse de antemano.

2.2. Implicaciones de la hipótesis de «tax-smoothing» sobre la estacionariedad del déficit público primario

Sargent (1987) y posteriormente Trehan y Walsh (1988), han derivado las implicaciones estocásticas que la política de «tax-smoothing» impone sobre la estacionariedad del déficit público primario y las variables implicadas en la evolución del mismo.

Con el fin de obtener las restricciones que la hipótesis de «tax-smoothing» impone sobre la estacionariedad del déficit público primario, se supone que la variable gastos públicos netos de intereses es un proceso estacionario en primeras diferencias (6):

$$(1 - L) g_t = g(L) \epsilon_t \quad [2.9]$$

Si se define $\beta = (1 + r)^{-1}$, entonces [2.3] y [2.8] implican:

$$b_{t+1} = \beta^{-1} b_t + g_t - \tau_t \quad [2.10]$$

$$\tau_t = (1 - \beta) / \beta [b_t + \beta G_t] \quad [2.11]$$

$$\text{donde } G_t = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t g_{t+j}.$$

Por tanto, sustituyendo [2.11] en [2.10] se obtiene:

$$(1 - L) b_t = [g_{t-1} - (1 - \beta) G_{t-1}] \quad [2.12]$$

Tomando primeras diferencias en [2.11] y sustituyendo en [2.12], se obtiene:

$$(1 - L) \tau_t = (1 - \beta) / \beta [\beta G_t - (G_{t-1} - g_{t-1})] \quad [2.13]$$

Por otra parte, de acuerdo con la fórmula de Wiener-Kolmogorov [véase Hansen y Sargent (1982)]:

$$G_t = \frac{1 - \beta L^{-1} \lambda(L) / \lambda(\beta)}{1 - \beta L^{-1}} g_t = \frac{L - \beta \lambda(L) / \lambda(\beta)}{L - \beta} g_t \quad [2.14]$$

(6) Este supuesto es consistente con los resultados empíricos recogidos en el epígrafe 3 de la investigación.

donde $\lambda(L)g_t = \epsilon_t$ y $\lambda(L) = (1 - L)/g(L)$.

Por tanto, [2.14] se puede reescribir como:

$$G_{t-1} - \beta G_t = g_{t-1} - \lambda(\beta)^{-1} \beta \epsilon_t \quad [2.15]$$

donde $\lambda(\beta) = (1 - \beta)/g(\beta)$.

Finalmente, sustituyendo [2.15] en [2.13], se obtiene la expresión de la primera diferencia de los ingresos impositivos en función de [2.9]:

$$(1 - L) \tau_t = g(\beta) \epsilon_t \quad [2.16]$$

Las expresiones [2.9] y [2.16] caracterizan la evolución de las sendas temporales de los gastos netos de intereses y de los ingresos impositivos, bajo el cumplimiento de la estrategia de «tax-smoothing».

Por lo que respecta al déficit primario, bajo [2.9] y [2.16], d_t evoluciona en el tiempo de acuerdo con la expresión:

$$(1 - L) d_t = (1 - L) (g_t - \tau_t) = [g(L) - g(\beta)] \epsilon_t = B(L) \epsilon_t \quad [2.17]$$

donde $B(L) = g(L) - g(\beta)$.

La estrategia de «tax-smoothing» de Barro impone restricciones a la evolución temporal conjunta de los gastos netos de intereses e ingresos impositivos. Trehan y Walsh (1988) muestran que si los gastos netos de intereses son no estacionarios según la expresión [2.9], entonces g_t y τ_t formarán parte de un vector de cointegración, vector que generalmente no será $C(1 - 1)$, sino $C(1, -\psi)$.

Respecto a la derivación de esta relación de cointegración, se tiene que el operador de retardos $g(L)$ de la expresión [2.9] se puede descomponer en:

$$g(L) = g(1) + g^*(L) \Delta \quad [2.18]$$

Por lo que, la primera diferencia de los gastos públicos netos de intereses de la expresión [2.9] se puede reescribir como:

$$(1 - L) g_t = g(1) \epsilon_t + g^*(L) \Delta \epsilon_t \quad [2.19]$$

Por otra parte, definiendo $S_{\epsilon t} = \epsilon_t / \Delta = \sum_{i=1}^t \epsilon_i (\epsilon_0 = 0)$, los ingresos públicos impositivos se pueden representar como:

$$\tau_t = g(\beta) S_{\epsilon t} \quad [2.20]$$

de forma que los gastos públicos netos de intereses serán:

$$g_t = g(1) S_{\epsilon t} + g^*(L) \epsilon_t = [g(1) / g(\beta)] \tau_t + g^*(L) \epsilon_t \quad [2.21]$$

Como $g^*(L)$ es invertible, [2.21] implica que los ingresos y gastos públicos formarán un vector de cointegración de forma que los residuos de tal relación de largo plazo sean estacionarios:

$$g_t - \psi \tau_t \approx I(0) \quad [2.22]$$

En particular, excepto en un caso especial poco probable ($r = 0$), el vector de cointegración tendrá la forma:

$$\hat{\alpha} = (1, -\psi) \quad [2.23]$$

donde $\psi = g(1)/g[\beta]$, $g(1)$ es igual a la suma de los coeficientes del proceso de medias móviles seguido por $(1-L)g_t$, y $g[\beta]$ es igual a la suma descontada de los coeficientes de medias móviles.

De este modo, solamente en el caso restrictivo ($r = 0$) en el que el proceso de medias móviles de la primera diferencia de g_t cumpla la propiedad siguiente:

$$g(1) = g(\beta) \quad [2.24]$$

podremos asegurar que $\psi = 1$ y el vector de cointegración entre ingresos y gastos públicos $C(1-1)$ será compatible con la estrategia de «tax-smoothing». En definitiva, un contraste econométrico válido para aceptar la estrategia será evaluar ψ en función de valores alternativos de r y contrastar si $(g - \psi \tau)$ es $I(0)$.

Por último, de acuerdo con [2.17] y bajo el cumplimiento de la hipótesis el déficit primario será generalmente no estacionario en niveles o $I(1)$. No obstante, en el caso particular de que el proceso de medias móviles de la primera diferencia de los gastos públicos netos de intereses respete la condición [2.19], es posible compatibilizar tal hipótesis con la estacionariedad del déficit primario.

3. EVIDENCIA EMPIRICA PARA EL CASO ESPAÑOL

En este epígrafe se lleva a cabo un análisis empírico en el que se comprueba si el déficit público en España para el período 1964-1991, muestra una evolución compatible con las condiciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing» propuesta por Barro (1979). En última instancia, contrastamos econométricamente si el sector público español es consistente con las restricciones que tal hipótesis impone sobre el proceso temporal conjunto de ingresos impositivos y gastos netos de intereses, señaladas en [2.8]. Las distintas relaciones a largo plazo consideradas se derivan del modelo teórico desarrollado en el epígrafe 2.

La comprobación del cumplimiento de la estrategia de «tax-smoothing» en el sentido de Barro, requiere examinar la estacionariedad del déficit público primario y contrastar la existencia de un vector de cointegración entre los gastos públicos netos de intereses e ingresos impositivos, que asumiendo su existencia, deberá ser $C(1-\psi)$.

3.1. Trabajos empíricos previos

La totalidad de los trabajos empíricos disponibles se circunscriben a la comprobación de la hipótesis de «tax-smoothing» para el caso de la economía americana. La mayoría de estos trabajos examinan generalmente el comportamiento estocástico de los ingresos impositivos (o de alguna medida de tasas impositivas), siguiendo el enfoque original de Barro (1979). Comprueban por tanto si las tasas o los ingresos impositivos muestran un proceso temporal que se aproxima a una «martingala», tal y como indica la expresión [2.7].

La evidencia empírica a favor o en contra de que las tasas impositivas sigan un paseo aleatorio en la economía americana no es concluyente. Por un lado, existe evidencia empírica a favor de tal hipótesis en los trabajos de Barro (1981c), Kingston (1987) y Mankiw (1987). Por otro lado, existe evidencia en contra de la hipótesis en el trabajo de Sahasakul (1986). En el mismo se presenta evidencia de que las tasas impositivas americanas responden, además de a cambios permanentes en los gastos públicos netos, a cambios temporales en los gastos de defensa y en el nivel general de precios, coincidiendo con períodos bélicos y de recesión económica. Más recientemente, Bizer y Durlauf (1990) utilizando técnicas de análisis espectral rechazan la hipótesis de que las tasas impositivas sigan un proceso aleatorio y confirman que existe un componente de carácter cíclico en los cambios temporales de las tasas impositivas, que coincide con ciclos de carácter político o electoral.

Por último, utilizando el desarrollo teórico presentado en el epígrafe 2, los propios Trehan y Walsh (1988) rechazan la hipótesis de «tax-smoothing» para la economía americana utilizando técnicas de cointegración. Por un lado, muestran que la diferencia entre gastos públicos netos de intereses y los ingresos impositivos es estacionaria y, por otro, encuentran que ambas variables están cointegradas en un vector cercano a $(1-1)$. Estas condiciones solamente son consistentes con la hipótesis de «tax-smoothing» en el caso particular y restrictivo de que el proceso de medias móviles seguido por los gastos públicos satisfaga la condición impuesta en la expresión [2.24], condición que de hecho es violada por los datos de la economía americana.

3.2. Análisis univariante de las variables. Orden de integrabilidad y contrastes de raíces unitarias

La determinación del orden de integrabilidad de cada una de las series se lleva a cabo siguiendo la metodología de contrastes de raíces unitarias desarrollado en los últimos años en el contexto de la teoría de la cointegración. Existen diversos contrastes estadísticos para este fin, si bien en este trabajo se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988) dada la existencia de heterocedasticidad en las variables objeto de estudio (7). En los casos en los que no se puede efectuar una distinción clara en el orden de integrabilidad de la serie a través de tales contrastes debido a la existencia de tendencias segmentadas se utilizan complementariamente los contrastes de

(7) Para la determinación del orden de integrabilidad de cada variable se sigue la secuencia recomendada en Perron (1988).

raíces unitarias con cambios en la media recientemente planteados en Perron y Vogelsang (1992a, 1992b).

En el gráfico 1 (véase apéndice 1) se muestran en niveles los ingresos públicos impositivos en términos reales, τ_t , así como la primera y la segunda diferencia de la variable, presentando la misma el perfil temporal característico de una variable no estacionaria. La toma de primeras y segundas diferencias permite observar la existencia de heterocedasticidad en el perfil temporal. Los resultados del contraste de la hipótesis nula de que τ_t es una variable integrable de orden dos, $I(2)$, frente a la alternativa de que es $I(1)$ con constante y con tendencia, permiten rechazar con holgura que la misma sea $I(2)$ (véase cuadro 1). Por el contrario, los resultados de los contrastes de raíces unitarias de Phillips y Perron indican que no se puede rechazar que la variable sea $I(1)$ con constante y tendencia.

Cuadro 1

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	$\Delta\tau_t$	Δg_t	Δd_t
$Z(\phi_3)$	22,55 ^a	10,10 ^a	9,44 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-7,07 ^a	-4,81 ^a	-4,62 ^a
$Z(t_{\hat{\mu}})$	6,30 ^a	4,67 ^a	0,38
$Z(t_{\hat{\beta}})$	3,45 ^a	2,88 ^a	-0,07
$Z(\phi_2)$	15,06 ^a	6,85 ^a	6,30 ^a
	τ_t	g_t	d_t
$Z(\phi_3)$	5,39	6,73	1,99
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	0,07	-0,34	-2,05
$Z(t_{\hat{\mu}})$	0,74	1,05	1,37
$Z(t_{\hat{\beta}})$	0,49	0,77	1,03
$Z(\phi_2)$	39,59 ^a	57,49 ^a	1,37
$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$	4,01	1,02	-1,71
$Z(t_{\hat{\mu}}^*)$	1,54	2,23	1,13
$Z(\phi_1)$	80,79 ^a	92,84 ^a	0,56
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	11,93	10,13	-1,31
Valores críticos, 5%, $T = 25$:			
$Z(\phi_3)$: 7,24	$Z(\phi_2)$: 5,68	$Z(\phi_1)$: 5,18	
$Z(t_{\hat{\alpha}})$: -3,60	$Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$: -3,00	$Z(t_{\hat{\alpha}})$: -1,95	
$Z(t_{\hat{\mu}})$: 3,20	$Z(t_{\hat{\mu}}^*)$: 2,61	$Z(t_{\hat{\beta}})$: 2,85	

NOTAS:

(1) Ver Perron (1988) para una definición exacta de los contrastes.

(2) a denota significatividad al 5%.

(3) Los valores críticos de $Z(t_{\hat{\mu}})$, $Z(t_{\hat{\beta}})$ y $Z(\phi_i)$ ($i = 1, 2, 3$) se han tomado de Dickey y Fuller (1981, tablas I y VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\hat{\alpha}})$, $Z(t_{\hat{\alpha}}^*)$ y $Z(t_{\hat{\beta}})$ se han tomado de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

Por lo que respecta a la variable representativa de los gastos públicos netos de intereses, g_t , el gráfico 2 muestra también el perfil de una serie no estacionaria en niveles y con presencia clara de heterocedasticidad. Los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron permiten rechazar la hipótesis nula de que la variable es $I(2)$. Por otro lado, estos contrastes no permiten rechazar la hipótesis de raíz unitaria con constante y tendencia, por lo que podríamos concluir que esta variable es también $I(1)$.

En lo que concierne a la variable representativa del déficit público primario (8), d_t , el gráfico 3 muestra tres períodos claramente diferenciados. Un primer período, 1964-1975, en el que la variable presenta ligeros superávits, si exceptuamos 1971, año en el que se registra un pequeño déficit. El segundo período, que abarca desde 1976 a 1986 está caracterizado por la aparición de importantes superávits primarios. En el tercer período, que abarcaría desde 1987 a 1991, se registran ligeros superávits o déficit, si bien en el último año de la muestra se produce un alza brusca del déficit primario, que parece confirmarse en todas las previsiones existentes para la liquidación del presupuesto de 1992.

En el caso del déficit primario, los contrastes de raíz unitaria de Phillips-Perron llevan a la conclusión de que la variable es $I(1)$. Así, mientras es posible rechazar con holgura que la misma sea integrable de orden dos, no es posible, sin embargo, rechazar que la misma sea $I(1)$ sin constante y sin tendencia. No obstante, el hecho de que la variable muestre en su senda temporal posibles cambios en la media nos lleva a la conveniencia de no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad de la variable en base a los contrastes de Phillips y Perron. Como ha señalado Perron (1989, 1990), en ocasiones estos tipos de contrastes están sesgados hacia la aceptación de raíces unitarias cuando existe cambio estructural en algún punto de la muestra, y esto es lo que se va a intentar verificar a continuación. En este caso, la variable d_t podría ser tanto $I(1)$ como $I(0)$ con una tendencia segmentada.

Una vía alternativa para confirmar el orden de integrabilidad de d_t ha sido recientemente planteada por Perron y Vogelsang (1992a, 1992b). En estos trabajos se desarrollan y tabulan los contrastes de Dickey y Fuller tradicionales para el caso de series estacionarias que no evolucionan alrededor de una tendencia lineal, y cuando las mismas presentan un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido a priori, T_b (véase apéndice 2).

En el cuadro 2 se presenta la estimación de la expresión [A.2.3] del apéndice 2, en la que contrastamos la hipótesis de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural gradual en algún punto de la muestra no conocido. La columna 2 muestra el método de estimación elegido. Las columnas 3 y 4 indican, respectivamente, el punto de ruptura en la senda temporal de la variable y el valor del parámetro de retardo en el término autorregresivo, seleccionados según el método indicado en el apéndice 2 (el estadístico t significativo o t -sig). La columna 5 muestra el parámetro estimado (con su respectivo estadístico t entre paréntesis) del cambio en el nivel de la serie (cambio en la constante), $\hat{\delta}$. Las columnas 6 y 7 presentan las estimaciones relativas al parámetro de raíz unitaria, $\hat{\alpha}$, y su respectivo estadístico t , $t_{\hat{\alpha}}$, en el que se contrasta que $\alpha = 1$.

(8) Como en el modelo teórico descrito, el déficit público primario tiene un signo positivo, mientras que los superávits se representan con signo negativo.

Cuadro 2

CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA DE PERRON-VOGELSANG (1964-1991)
 Criterio de selección: $t - sig (Kmax = 5)$

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\delta}$	\hat{a}	\hat{t}_a
d_t	IOM	1979	4	549,36 (4,14)	0,874	-4,75***

NOTAS:

- (1) Los estadísticos t entre paréntesis. Los símbolos (*), (**) y (***) indican significatividad del test de $\alpha = 1$ al 10%, 5% y 1%, respectivamente, utilizando los valores críticos de Perron y Vogelsang (1992a).
 (2) El modelo IOM («Innovational Outlier Model») supone un cambio estructural gradual en el punto de ruptura T_b .
 (3) Los valores críticos del modelo IOM se han tomado de la tabla 2 de Perron y Vogelsang (1992a), $T = 50$, $k = k^*$: 10%: -4,56; 5%: -4,93; 1%: -5,58.

La aplicación de los contrastes de raíces unitarias con cambios en la media de Perron y Vogelsang para la variable d_t indican que la hipótesis nula de raíz unitaria solamente puede ser rechazada a un nivel de significatividad del 10%, frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural en el año 1979. En definitiva, podríamos aceptar que la variable d_t es $I(1)$ sin cambios en la media a un nivel de significatividad del 5% y del 1%, evidencia empírica que resulta compatible en principio con la hipótesis de «tax-smoothing».

3.2. Relaciones de largo plazo

Comprobar el cumplimiento de la hipótesis de «tax-smoothing» en el sentido de Barro, requiere también contrastar la existencia de un vector de cointegración entre los gastos públicos netos de intereses e ingresos impositivos, que asumiendo su existencia, deberá ser $C(I - \psi)$. Para ello se evalúa el parámetro ψ para valores alternativos de r y se contrasta si los residuos de la relación $g - \psi\tau$ son $I(0)$. El análisis de las posibles relaciones de largo plazo entre τ_t y g_t se lleva a cabo mediante la teoría de la cointegración como método de selección de relaciones de equilibrio en el largo plazo.

Dada la existencia de heterocedasticidad en ambas variables se utilizan los contrastes sugeridos por Phillips y Ouliaris (1990), basados en los residuos de la relación de cointegración. En concreto, bajo la hipótesis nula de no cointegración, se hace uso de dos contrastes de raíz unidad en los residuos de la relación de cointegración, frente a la alternativa de que la raíz es menor que la unidad: \hat{Z}_t , \hat{Z}_a .

La aplicación de estos contrastes para la relación de cointegración entre los gastos públicos netos de intereses y los ingresos públicos impositivos se presenta en el cuadro 3, para valores alternativos del tipo de interés esperado real, r . En todos los casos examinados, no se puede rechazar que los residuos de la relación de largo plazo de $[g - \psi\tau]$ sean no estacionarios en ninguno de los niveles de significatividad considerados y para valores del tipo de interés real del 1 al 8%. Estos resultados no son, por lo tanto, consistentes con el cumplimiento de la hipótesis de «tax-smoothing» e indican que tal estrategia gubernamental no resulta válida para explicar el comportamiento temporal del déficit público primario español y de las variables implicadas en su evolución.

Cuadro 3

CONTRASTE DE COINTEGRACION DE PHILLIPS-OULIARIS PARA EL CUMPLIMIENTO DE LA HIPOTESIS DE «TAX-SMOOTHING» POR EL SECTOR PUBLICO EN ESPAÑA (1964-1991)

r	$g(I)$	$g((1+r)^{-1})$	$\psi(a)$	Contraste $[g - \psi\tau] = I(0)$	
				\hat{Z}_t (b)	\hat{Z}_a (c)
0,01	0,518	0,522	0,992	-1,11	-2,92
0,02	0,518	0,526	0,985	-0,95	-2,30
0,03	0,518	0,529	0,978	-0,78	-1,77
0,04	0,518	0,533	0,971	-0,62	-1,32
0,05	0,518	0,537	0,964	-0,48	-0,94
0,06	0,518	0,541	0,957	-0,34	-0,63
0,07	0,518	0,544	0,951	-0,23	-0,40
0,08	0,518	0,548	0,945	-0,12	-0,20
Valores críticos (d):			10%	-2,45	-12,54
			5%	-2,76	-15,64
			1%	-3,38	-22,82
Modelo de medias móviles estimado:					
$(1-L)g_t = 264,05 + \epsilon_t - 0,560\epsilon_{t-1} + 0,077\epsilon_{t-2}$ $(7,04) \quad (2,52) \quad (2,27)$ $R^2 = 0,99, \quad DW = 1,92, \quad Q(13) = 2,98$					

NOTAS:

- (a) $\psi = g(I)/g((1+r)^{-1})$.
 (b) Corrección no paramétrica del estadístico τ propuesta por Phillips (1987), según Phillips y Ouliaris (1990), cuadro IIa.
 (c) Corrección no paramétrica del estadístico $T(\beta - I)$ propuesta por Phillips (1987), según Phillips y Ouliaris (1990), cuadro Ia.
 (d) Valores críticos (sin constante en la regresión) obtenidos de la tabla de Phillips y Ouliaris (1990), para $n = 1$. $n = \text{número}$ de variables explicativas en la regresión de cointegración.
 (*), (**) y (***) indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se han utilizado las recientes técnicas de la cointegración para investigar un aspecto concreto de las decisiones de financiación óptima del gobierno: si tales decisiones cumplen las restricciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing» del modelo de financiación óptima de Barro. Se ha mostrado que, desde el punto de vista teórico, tal hipótesis predice que los ingresos impositivos se ajustan en el tiempo como respuesta óptima del gobierno ante «shocks» o innovaciones ocurridas en los gastos netos de intereses. También se ha expuesto las restricciones que sobre el comportamiento estocástico de las variables implicadas impone el cumplimiento de la hipótesis de «tax-smoothing». Como muestran los trabajos de Sargent (1987) y Trehan y Walsh (1988), ello exige que el déficit público primario sea no estacionario y que los gastos públicos netos de intereses e ingresos impositivos estén cointegrados en un vector que, de existir, generalmente no será $C(I - I)$, salvo excepciones poco probables.

Utilizando los datos anuales de la Contabilidad Nacional y de las Cuentas Financieras de la economía española para el período 1964-1991, se ha comprobado que los con-

trastes de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988) y de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), muestran que el déficit público primario en la economía española es no estacionario, condición compatible con la hipótesis a contrastar. No obstante, se ha constatado también que los contrastes de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990) no aportan evidencia empírica de que exista una relación de cointegración $C(1 - \psi)$ entre gastos netos de intereses e ingresos impositivos, para alternativos valores del tipo de interés real, r . Esta circunstancia lleva a la posibilidad de rechazar el cumplimiento de la estrategia de «tax-smoothing» para el caso español.

En definitiva, nuestros resultados indican en una primera aproximación que los datos de los gastos públicos netos de intereses y los ingresos públicos de carácter impositivo para el período 1964-1991 no son consistentes con las restricciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing» y que, por lo tanto, tal estrategia parece no haber jugado un papel determinante en la senda temporal observada de los ingresos impositivos y el déficit público en España.

La divergencia entre la política óptima derivada de tal estrategia y la realizada se podría explicar y contrastarse en futuros trabajos mediante varias vías complementarias.

En primer lugar, en la línea de lo argumentado por Bizer y Durlauf (1990) que atribuyen el incumplimiento de la hipótesis para el caso de la economía americana a movimientos electorales. Bajo este supuesto, las autoridades políticas pueden haberse comportado maximizando su popularidad, en lugar de atender a la minimización de los costes generados por los ingresos impositivos en el tiempo. En esta línea, futuros trabajos deberían incluir en la teoría positiva de la imposición óptima elementos que recojan los ciclos electorales y, con anterioridad a 1975, los cambios en la composición de los sucesivos gobiernos, reconociendo la idea de que las decisiones financieras de los gobiernos en el largo plazo también se determinan por los regímenes políticos en vigor, y éstos cambian en el tiempo.

En segundo lugar, hemos ignorado en nuestro análisis teórico y empírico la posibilidad de incorporar en el modelo de financiación del gobierno los ingresos por señoreaje. En este sentido, Mankiw (1987) y más recientemente Trehan y Walsh (1990) han desarrollado el modelo de Barro y la hipótesis de «tax-smoothing», en el supuesto de que el gobierno financie los gastos netos de intereses no solamente con ingresos impositivos sino también con ingresos procedentes de apelación al banco central, incorporando una segunda hipótesis de «seigniorage-smoothing». En este caso, la política óptima se produce cuando las autoridades fiscales y monetarias cooperan para minimizar los costes temporales de distorsión que producen tanto los ingresos impositivos como los ingresos por señoreaje, tomando los gastos públicos netos de intereses como exógenos. Bajo este nuevo contexto, la aplicación de una hipótesis de «tax and seigniorage-smoothing» por parte del gobierno implica una relación de cointegración entre ingresos impositivos, velocidad de circulación del dinero y tasa de inflación, bajo determinados supuestos estocásticos (9).

Por último, una posible extensión de nuestro trabajo llevaría a la inclusión de los objetivos de tipo de cambio en las decisiones de financiación óptima del gobierno en un

contexto de «tax and seigniorage smoothing». Ello conduciría, en la línea de lo desarrollado por Grilli (1989), y más recientemente por De Jong y Van der Ploeg (1991), a la estimación de las relaciones de largo plazo entre los ingresos impositivos y tasas de inflación nacionales, incorporando en el vector de cointegración las tasas de inflación exteriores, correspondientes a los países que forman parte del área de tipo de cambio de nuestra moneda.

APENDICE 1. LOS DATOS

El estudio utiliza datos anuales del sector Administraciones Públicas Españolas según la terminología de la Contabilidad Nacional. Todas las variables están definidas en niveles y en términos reales y han sido deflactadas por el deflactor del PIB.

τ_t : Ingresos públicos impositivos. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

d_t : Déficit público primario ($g_t - \tau_t$).

P_t : Deflactor del PIB base 80. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

Todos los cálculos han sido realizados con RATS Versión 3.11 y Rootine Versión 1.21. Datos, programas y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles a partir de los autores.

(9) Dicha línea de trabajo se está desarrollando en la actualidad y existen algunos resultados todavía muy preliminares. Véase Esteve y Tamarit (1993).

trastes de raíces unitarias de Phillips y Perron (1988) y de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), muestran que el déficit público primario en la economía española es no estacionario, condición compatible con la hipótesis a contrastar. No obstante, se ha constatado también que los contrastes de cointegración de Phillips y Ouliaris (1990) no aportan evidencia empírica de que exista una relación de cointegración $C(1 - \psi)$ entre gastos netos de intereses e ingresos impositivos, para alternativos valores del tipo de interés real, r . Esta circunstancia lleva a la posibilidad de rechazar el cumplimiento de la estrategia de «tax-smoothing» para el caso español.

En definitiva, nuestros resultados indican en una primera aproximación que los datos de los gastos públicos netos de intereses y los ingresos públicos de carácter impositivo para el período 1964-1991 no son consistentes con las restricciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing» y que, por lo tanto, tal estrategia parece no haber jugado un papel determinante en la senda temporal observada de los ingresos impositivos y el déficit público en España.

La divergencia entre la política óptima derivada de tal estrategia y la realizada se podría explicar y contrastarse en futuros trabajos mediante varias vías complementarias.

En primer lugar, en la línea de lo argumentado por Bizer y Durlauf (1990) que atribuyen el incumplimiento de la hipótesis para el caso de la economía americana a movimientos electorales. Bajo este supuesto, las autoridades políticas pueden haberse comportado maximizando su popularidad, en lugar de atender a la minimización de los costes generados por los ingresos impositivos en el tiempo. En esta línea, futuros trabajos deberían incluir en la teoría positiva de la imposición óptima elementos que recojan los ciclos electorales y, con anterioridad a 1975, los cambios en la composición de los sucesivos gobiernos, reconociendo la idea de que las decisiones financieras de los gobiernos en el largo plazo también se determinan por los regímenes políticos en vigor, y éstos cambian en el tiempo.

En segundo lugar, hemos ignorado en nuestro análisis teórico y empírico la posibilidad de incorporar en el modelo de financiación del gobierno los ingresos por señoreaje. En este sentido, Mankiw (1987) y más recientemente Trehan y Walsh (1990) han desarrollado el modelo de Barro y la hipótesis de «tax-smoothing», en el supuesto de que el gobierno financie los gastos netos de intereses no solamente con ingresos impositivos sino también con ingresos procedentes de apelación al banco central, incorporando una segunda hipótesis de «seigniorage-smoothing». En este caso, la política óptima se produce cuando las autoridades fiscales y monetarias cooperan para minimizar los costes temporales de distorsión que producen tanto los ingresos impositivos como los ingresos por señoreaje, tomando los gastos públicos netos de intereses como exógenos. Bajo este nuevo contexto, la aplicación de una hipótesis de «tax and seigniorage-smoothing» por parte del gobierno implica una relación de cointegración entre ingresos impositivos, velocidad de circulación del dinero y tasa de inflación, bajo determinados supuestos estocásticos (9).

Por último, una posible extensión de nuestro trabajo llevaría a la inclusión de los objetivos de tipo de cambio en las decisiones de financiación óptima del gobierno en un

contexto de «tax and seigniorage smoothing». Ello conduciría, en la línea de lo desarrollado por Grilli (1989), y más recientemente por De Jong y Van der Ploeg (1991), a la estimación de las relaciones de largo plazo entre los ingresos impositivos y tasas de inflación nacionales, incorporando en el vector de cointegración las tasas de inflación exteriores, correspondientes a los países que forman parte del área de tipo de cambio de nuestra moneda.

APENDICE 1. LOS DATOS

El estudio utiliza datos anuales del sector Administraciones Públicas Españolas según la terminología de la Contabilidad Nacional. Todas las variables están definidas en niveles y en términos reales y han sido deflactadas por el deflactor del PIB.

τ_t : Ingresos públicos impositivos. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

d_t : Déficit público primario ($g_t - \tau_t$).

P_t : Deflactor del PIB base 80. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992).

Todos los cálculos han sido realizados con RATS Versión 3.11 y Routine Versión 1.21. Datos, programas y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles a partir de los autores.

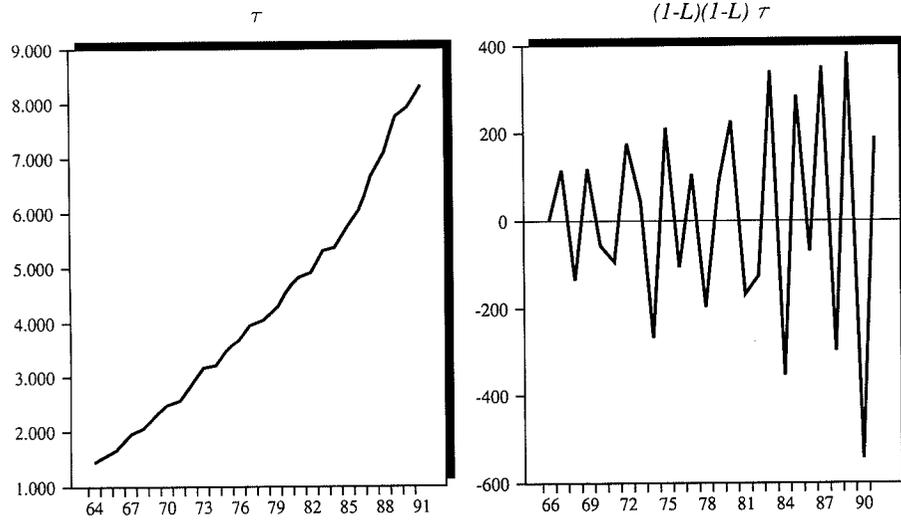
(9) Dicha línea de trabajo se está desarrollando en la actualidad y existen algunos resultados todavía muy preliminares. Véase Esteve y Tamarit (1993).

Gráfico 1

INGRESOS PUBLICOS IMPOSITIVOS

Pesetas constantes de 1980

$[\tau_t]$



$(1-L)\tau$

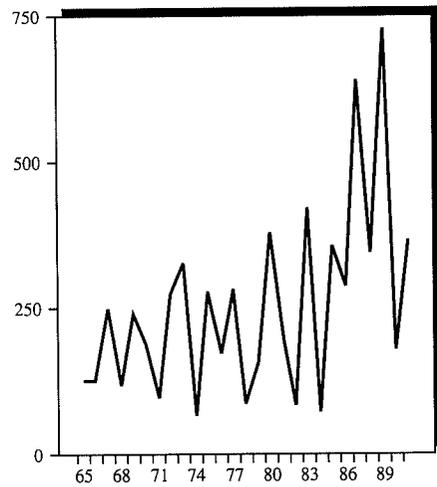
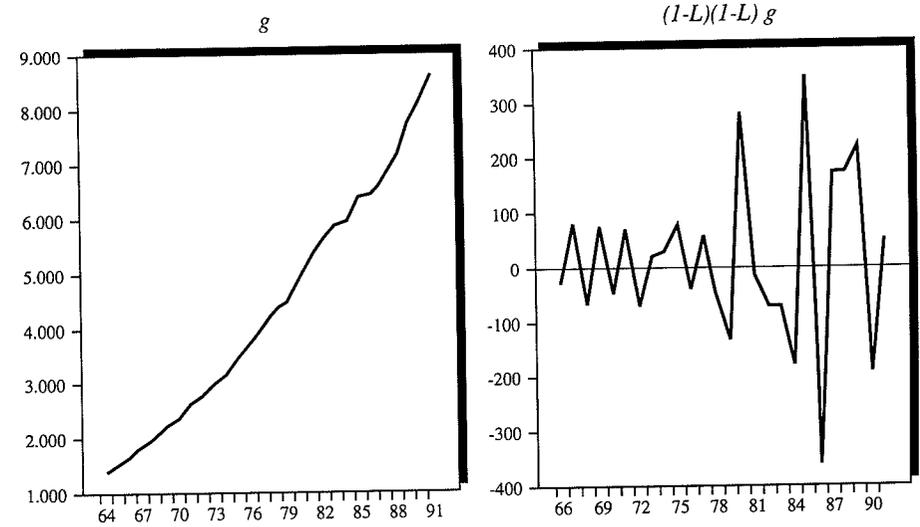


Gráfico 2

GASTOS PUBLICOS NETOS DE INTERESES DE LA DEUDA PUBLICA

Pesetas constantes de 1980

$[g_t]$



$(1-L)g$

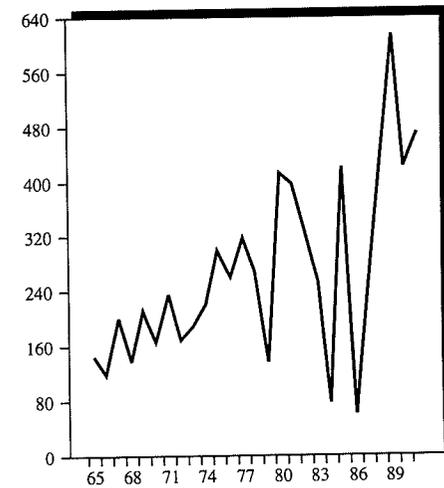
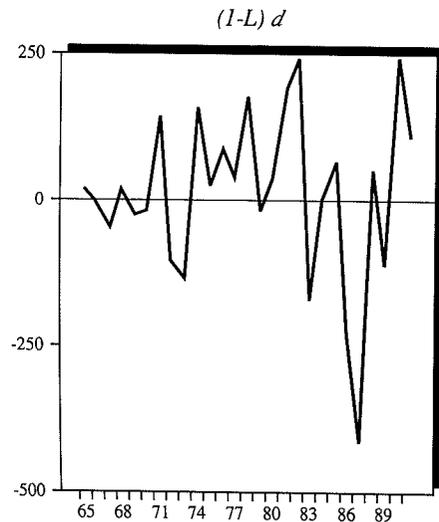
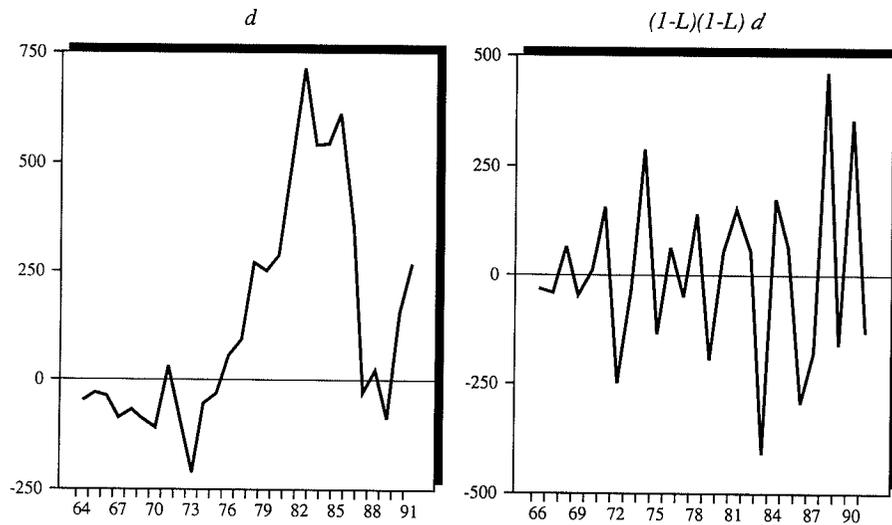


Gráfico 3

DEFICIT PUBLICO PRIMARIO

Pesetas constantes de 1980

$$[d_t = g_t - \tau_t]$$



APENDICE 2. CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS EN LA MEDIA DE PERRON Y VOGELSANG (1992a, 1992b)

En la contrastación empírica se ha supuesto que el punto en el que se produce el cambio estructural en las variables objeto de estudio, T_b , no es conocido, siguiendo el enfoque planteado en los trabajos de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie. En síntesis, el procedimiento está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios) que son apropiadamente aumentadas con variables ficticias que recogen los cambios en la media. Los contrastes de raíces unitarias están basados en los valores del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno, tal y como proponen Perron y Vogelsang (1992a).

Se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie y_t , gradualmente («innovational outlier model»), es decir, existe un período de transición en el cambio en la media de la variable. Bajo este supuesto, la hipótesis nula de raíz unitaria viene especificada según la expresión:

$$y_t = y_{t-1} + \psi(L) (e_t + \theta D(TB)_t), \quad t = 2, \dots, T \quad [A.2.1]$$

donde $\psi(L)$ representa un proceso de medias móviles, y $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$ y 0 en caso contrario.

Bajo la hipótesis alternativa de estacionariedad, el modelo se puede representar por:

$$y_t = a + \phi(L) (e_t + \delta DU_t), \quad t = 2, \dots, T \quad [A.2.2]$$

donde $\phi(L)$ representa un proceso de medias móviles, y $DU_t = 1$ si $t > T_b$ y cero en caso contrario.

En este caso la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa, contrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha = 1$ en la expresión:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad t = k + 2, \dots, T \quad [A.2.3]$$

Por otra parte, el estadístico t_α depende de los dos parámetros no conocidos a priori: el punto de ruptura, T_b , y el valor del retardo k .

Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron (1990a, 1990b) y Perron y Vogelsang (1992a), método que endogeneiza la elección de T_b . En primer lugar, de todos los posibles puntos de ruptura, se selecciona el valor de T_b que minimiza el valor del estadístico t para contrastar que $\alpha = 1$ en las expresión [A.2.3]. En concreto, rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria dada por la expresión [A.2.1] si:

$$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{\alpha}}^i(\lambda) < \kappa_{\inf, \alpha}^i \quad i = A, B, C, \quad [A.2.4]$$

donde $\kappa_{inf,\alpha}^i$ representa los valores críticos tabulados en Zivot y Andrews (1992) a un nivel de significatividad α de la distribución asintótica de valor $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha}^i(\lambda)$, siendo $\lambda = T_b/T$, y T el número de datos de la muestra, cuyo rango puede variar de $j = 2/T$ hasta $j = (T - 1)/T$ (este rango corresponde a un valor de Λ entre 0,08 y 0,96 para $T = 25$, véase Zivot y Andrews (1992) para más detalle).

En segundo lugar, para seleccionar el parámetro que indica el número de retardos, k , se utiliza el método propuesto originariamente por Perron (1989) y recomendado posteriormente en Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), en Ng y Perron (1992) y en Perron (1992), frente a otros métodos alternativos como un contraste de la F o los criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwartz (SBIC). El procedimiento se aplica a través de un proceso recursivo, de lo general a lo específico, basado en la significatividad del estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo estimado en la suma de los coeficientes autorregresivos (t -sig). Más específicamente, el procedimiento selecciona un valor de k , por ejemplo k^* , siempre que el coeficiente en el último retardo de la autorregresión de orden k^* sea significativo, y siempre que el último coeficiente de la autorregresión de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta un orden máximo de k , k_{max} , seleccionado a priori.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BANCO DE ESPAÑA (1992): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.
- BARRO, R. (1974): «Are Government Bonds Net Wealth?», *Journal of Political Economy* 82, pp. 1.095-1.117.
- BARRO, R. (1979): «On the determination of the public debt», *Journal of Political Economy* 87, pp. 940-971.
- BARRO, R. (1980): «Federal Deficit Policy and the Effects of Public Debt Shocks», *Journal of Money, Credit and Banking* 16, pp. 747-762.
- BARRO, R. (1981a): «Intertemporal Substitution and the Business Cycle», *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 14.
- BARRO, R. (1981b): «Output Effects of Government Purchases», *Journal of Political Economy* 89, pp. 1.086-1.121.
- BARRO, R. (1981c): «On the predictability of tax rate changes», *NBER Working paper* 636.
- BARRO, R. (1986a): «The Behavior of the United States Deficits», en Gordon, R. J. (eds.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER and University of Chicago, Cambridge.
- BARRO, R. (1986b): «The US Deficits Since World War I», *Scandinavian Journal of Economics* 88, pp. 195-222.
- BARRO, R. (1987): «Government Spending, Interest Rates, Prices and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 221-247.
- BIZER, D. S. y DURLAUF, S. N. (1990): «Testing the positive theory of government finance», *Journal of Monetary Economics* 26, pp. 123-141.
- DE JONG, F. y VAN DER PLOEG, F. (1991): «Seignorage, Taxes, Government Debt and the EMS», *Working Paper* 9134, Center, Tilburg University, The Netherlands.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica* 49, pp. 1.057-1.072.
- ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J. I. y TAMARIT, C. R. (1993): «La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España», *Investigaciones Económicas*, segunda época, vol. XVII, n.º 1, enero, pp. 119-142.
- ESTEVE, V. y TAMARIT, C. R. (1993): «Política óptima del gobierno, "revenue-smoothing" y comportamiento de la inflación: el caso de España», *Documento de Trabajo* n.º 93-04, Servicio de Estudios de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros.
- FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- GRILLI, V. (1989): «Seignorage in Europe», en de Cecco, M. y Giovannini, A. (eds.), *A European Central Bank? Perspectives on Monetary Unification after Ten Years of the EMS*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HALL, R. E. (1978): «Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy* 86, pp. 971-987.
- HANSEN, L. P. y SARGENT, T. J. (1982): «Instrumental variables procedures for estimating lineal rational expectations models», *Journal of Monetary Economics* 9, pp. 263-296.
- KINGSTON, G. H. (1987): «Efficient timing of taxes», *Journal of Public Economics* 24, pp. 271-280.
- MANKIW, N. G. (1987): «The optimal collection of seignorage: Theory and Evidence», *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 327-341.
- MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M. y ZABALZA, A. (1991): *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch editor e Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- NG, S. y PERRON, P. (1992): «Unit Root Tests in ARMA Models With Data Dependent Methods for the Truncation Lag», *mimeo*, CRDE, Université de Montréal.
- PERRON, P. (1988): «Trends and random walks in macroeconomic time series. Further evidence from a new approach», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 297-332.
- PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica* 57, pp. 1.346-1.401.
- PERRON, P. (1990a): «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean», *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-162, extendido y corregido en Perron, P. y Vogelsang, T. J. (1992): «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 467-470.
- PERRON, P. (1990b): «Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables», *Econometric Research Program Memorandum* n.º 35, Princeton University.
- PERRON, P. (1992): «Trend, unit root and structural change: a multi-country study with historical data», manuscrito en preparación, CRDE, Université de Montréal.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T. J. (1992a): «Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 301-320.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T. J. (1992b): «Additional Tests for Unit Roots Allowing the Possibility of Breaks in Trend Function», manuscrito en preparación, CRDE, Université de Montréal.
- PHILLIPS, P. C. B. (1987): «Time series regression with a unit root», *Econometrica* 55, pp. 277-301.
- PHILLIPS, P. C. B. y OULIARIS, S. (1990): «Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration», *Econometrica* 58, pp. 165-193.
- PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- SAHASAKUL, C. (1986): «The US evidence on optimal taxation over time», *Journal of Monetary Economics* 18, pp. 251-275.
- SARGENT, T. J. (1987): «Government Debt and Taxes», en Sargent, T. J., *Macroeconomic Theory*, 2.ª ed., Academic Press, Orlando, Florida, Cap. XIII, pp. 380-390.
- TREHAN, B. y WALSH, C. E. (1988): «Common Trends, The Governments Budget Constraint, and Revenue Smoothing», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 425-444.
- TREHAN, B. y WALSH, C. E. (1990): «Seignorage and tax-smoothing in the United States, 1914-1986», *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 97-112.
- ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W. K. (1992): «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 251-270.