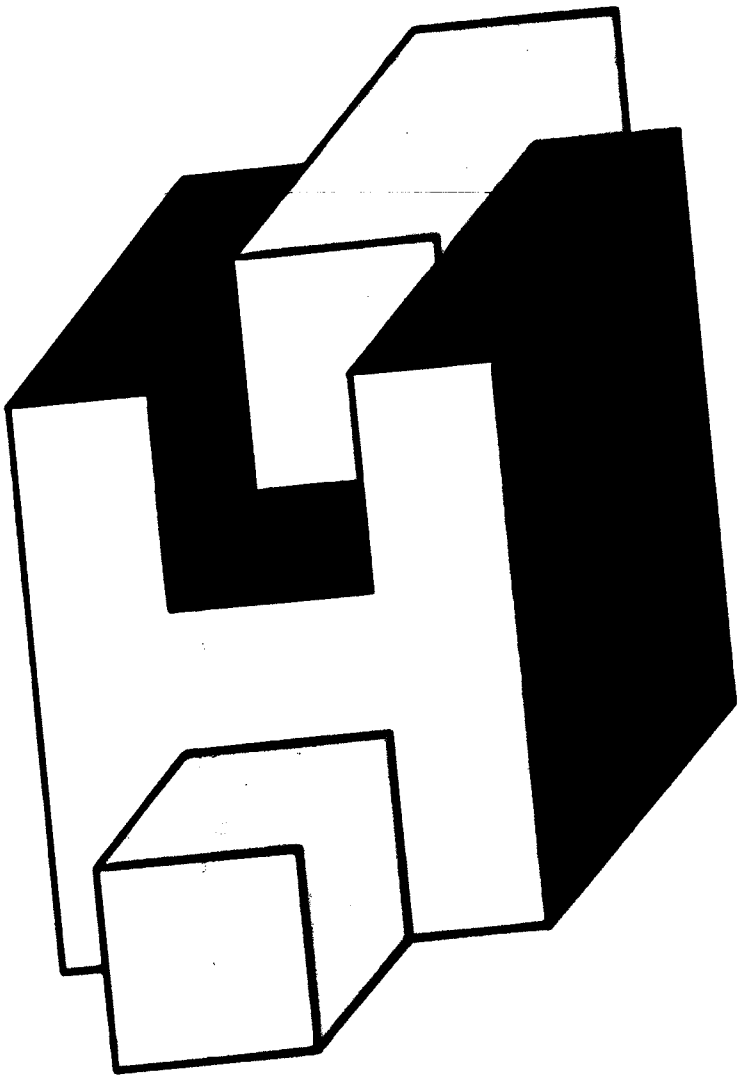
129 — 2/1994



SUMARIO

Páginas

COLABORACIONES

EL DEBATE SOBRE LA COMPETITIVIDAD: PRIORIDADES INDUSTRIALES Y ESTRATEGIA DE INTERNACIONALIZACIÓN DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA 7
Alvaro Espina Montero
(Secretaría de Estado de Economía. Junta Asesora Permanente)

HACIA UN PLANTEAMIENTO MÁS GENERAL DE LA TEORÍA DEL FRAUDE FISCAL 47
Manuel J. Lagares Calvo
(Universidad de Alcalá de Henares)

CONSIDERACIONES EN TORNO DE UNA AGENCIA TRIBUTARIA ÚNICA 63
Joan Carles Costas Terrones
(Universidad de Barcelona)

DÉFICIT PÚBLICO, *TAX AND SEIGNIORAGE-SMOOTHING* Y POLÍTICA ÓPTIMA DEL GOBIERNO: EL CASO DE ESPAÑA. 73
Vicente Esteve García
Cecilio R. Tamarit Escalona
(Universidad de Valencia)

POLÍTICA FISCAL PARA UN PROGRAMA ECONÓMICO 85
Lowell C. Harriss
(Universidad de Columbia)

LA MEDICIÓN DE LA PROGRESIVIDAD CON DIFERENCIAS DE TRATAMIENTO FISCAL 97
Peter J. Lambert
(Universidad de York)

Déficit público, *Tax and seignioriage-smoothing* y política óptima del Gobierno: el caso de España (*)

por Vicente ESTEVE, y
(Universitat de Valencia y CRDE, Université de Montréal)
Cecilio R. TAMARIT
(Universitat de València y Federación Valenciana de Cajas de Ahorros)

I. Introducción

En los últimos años ha aumentado el interés en la literatura económica teórica y empírica por las repercusiones de las formas de financiación del gasto y de los déficit públicos. Una de estas líneas de investigación ha incidido en la idea de que las diferentes fuentes de financiación de los gastos públicos provocan costes que distorsionan el sistema económico. No obstante, estos efectos perversos pueden ser evitados mediante la aplicación de políticas intertemporales óptimas por parte del gobierno. La utilización de reglas óptimas para las decisiones de financiación del sector público ha recibido nuevamente atención en la reciente literatura relacionada con la Unión Económica y Monetaria en Europa [véase al respecto Van der Ploeg (1991) y Corsetti y Roubini (1993), entre otros].

Por una parte, si el gobierno elige aumentos de los ingresos provenientes de los impuestos, las altas tasas marginales impositivas pueden producir distorsiones en la oferta de trabajo y en las decisiones de ahorro e inversión de los agentes económicos. Dentro de esta línea, algunos autores como Barro (1979, 1980, 1981a, 1981b, 1981c, 1986a, 1986b) y Sargent (1987) han desarrollado una teoría de la imposición óptima, basada en la aplicación de una estrategia de *tax-smoothing* (1) por parte del gobierno.

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 por Barro [(1979, 1980, 1986a, 1986b)] y posteriormente Sargent (1987). Desde el punto de vista teórico, tal hipótesis predice que la generación de ingresos impositivos por parte del Gobierno da lugar a costes que distorsionan el sistema económico, por lo que una política óptima impositiva lleva a las autoridades económicas a ajustar los ingresos impositivos en el tiempo. Esta "suavización" temporal de los impuestos reflejaría una respuesta óptima del gobierno ante *shocks* o innovaciones ocurridas en los gastos públicos netos de intereses (y *output* real de la economía), dada la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno (RPIG). El análisis de Barro presupone que el gobierno no utiliza los ingresos por señoreaje o por apelación al banco central para financiar sus gastos.

Por otra parte, si la elección de una financiación monetaria o por apelación al banco central produce altas tasas de inflación, este fenómeno puede afectar a la asignación de recursos, al mecanismo de transacciones económicas y a la eficiencia de los

(*) El trabajo se enmarca en el proyecto del Plan Nacional de I+D, CICYT-SEC92-0980-CO2-02 y el programa de investigación de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros. El primer autor ha realizado también la investigación con el proyecto DGICYT-93-028 del Plan Nacional de I+D y el Programa de Estancias en Centros de Investigación Extranjeros de la Generalitat Valenciana.

(1) Los autores prefieren mantener los términos originales en inglés *tax-smoothing* y *tax and seignioriage-smoothing* dada la dificultad de encontrar un término económico similar en español, aunque una traducción aproximada sería "suavización o uniformidad de ingresos impositivos" y "suavización o uniformidad de ingresos impositivos y por señoreaje", respectivamente.

contratos. En este caso, algunos autores como Phelps (1973), Kimbrough (1986), Lucas (1986) y Mankiw (1987), entre otros, han examinado la aplicación de una política de inflación óptima en presencia de una financiación mixta, monetaria e impositiva, basada en una estrategia de *tax and seignioriage-smoothing* por parte de las autoridades fiscales y monetarias.

Mankiw (1987) ha ampliado los trabajos de Barro, incorporando en la función objetivo del gobierno la posibilidad de que el gasto público sea financiado también con ingresos por señoreaje. En este caso, los ingresos por apelación al banco central generan también costes que distorsionan el sistema económico. Bajo estas circunstancias, la política óptima por parte del gobierno exige que las autoridades monetarias y fiscales cooperen con el fin de minimizar los costes asociados al conjunto de ingresos públicos, impositivos y por señoreaje. Esta política óptima requiere que, ante *shocks* estocásticos que alteren las necesidades de financiación del gobierno, todas las fuentes de ingresos públicos se ajusten en la misma dirección, con el objetivo de mantener inalterados los costes marginales distorsionadores. A esta política nos referiremos en el trabajo como la hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing*, que exige que las tasas impositivas marginales (y medias) y las tasas de inflación se muevan en la misma dirección, bajo ciertas condiciones estocásticas.

En un reciente trabajo [Esteve, Fernández y Tamarit (1993b)], se contrastaba con datos para la economía española, si las decisiones de financiación óptima del gobierno cumplían las restricciones impuestas por la hipótesis de *tax-smoothing* del modelo de Barro (1979). Los resultados de este trabajo eran desfavorables, en general, al no respetar la senda temporal de los ingresos impositivos y de los gastos públicos netos de intereses las restricciones estocásticas impuestas por la estrategia óptima.

Ahora el objetivo de nuestro estudio es extender los resultados de Esteve, Fernández y Tamarit (1993b), comprobando si los datos de la economía española son compatibles con una hipótesis ampliada de *tax and seignioriage-smoothing*. Para ello se utiliza el procedimiento de contraste desarrollado recientemente por Trehan y Walsh (1990), trabajo en el que se presentan las restricciones estocásticas que sobre la senda temporal de las tasas impositivas, tasas de inflación y velocidad de circulación del señoreaje exige el cumplimiento de tal hipótesis. En la aplicación empírica se utilizan recientes técnicas desarrolladas en el contexto de la teoría de la cointegración. Los resultados son, en general, desfavorables al cumplimiento de la hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing* para el caso español.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los fundamentos teóricos de la hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing* como una teoría óptima del señoreaje y las restricciones estocásticas que la misma impone sobre los datos. En la sección 3 se comprueba empíricamente para la economía española, con datos anuales para el período 1964-91, si la senda temporal de las variables implicadas cumplen las restricciones impuestas por la hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing*. La sección 4 recoge algunas conclusiones relevantes. Por último, en un apéndice se describen los datos y las fuentes utilizadas en la parte empírica.

2. Consideraciones teóricas

2.1. La hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing* como una regla óptima de financiación del gobierno

Se supone que el problema de optimización del gobierno consiste en la elección de una secuencia temporal de ingresos impositivos, ingresos por señoreaje y de emisión de deuda pública, con el objetivo de minimizar el valor presente de los "costes distorsionadores" que generan los ingresos públicos totales, sujeto a un proceso estocástico exógeno para la senda temporal de los gastos públicos netos de intereses, y a la RPIG.

En términos más formales, para cada período corriente el *stock* de deuda pública en términos reales, b_t, evoluciona de acuerdo con la expresión:

$$b_t = (1+r)b_{t-1} + g_t - imp_t - s_t = (1+r)b_{t-1} + g_t - \tau_t\, y_t - s_t \qquad [1]$$

donde r es el tipo de interés real esperado, imp_t son los ingresos impositivos en términos reales, g_t representan los gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales, τ_t son las tasas impositivas medias (y marginales), e y_t representa el *output* real de la economía. Por último, s_t representa los ingresos por señoreaje, definidos por el cambio en el *stock* de la base monetaria producidos por la apelación del gobierno al banco central:

$$s_t = (M_t - M_{t-1})/P_t + m_t - m_{t-1}\,(P_{t-1}/P_t) \qquad [2]$$

donde M_t es el *stock* nominal de la base monetaria al final del período t, P_t es nivel de precios agregado de la economía, y $m_t = M_t/P_t$ es la base monetaria en términos reales.

Las restricciones presupuestarias del gobierno de cada período individual se pueden agregar intertemporalmente. De este modo, suponiendo que el tipo de interés real esperado es constante y positivo r>0, tomando expectativas sobre el valor esperado en la expresión [1] y resolviendo recursivamente mediante sustitución hacia adelante, se puede obtener la expresión:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} (\tau_{t+i} y_{t+i} + s_{t+i}) = (1+r) b_{t-1} + E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} g_{t+i} \qquad [3]$$

La ecuación [3] está sujeta a la hipótesis de que se cumple la RPIG y, por tanto, se respeta la condición de solvencia o de transversalidad (2):

$$\lim_{i \to \infty} E_t (1+r)^{-i} b_{t+i} = 0 \qquad [4]$$

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

Bajo estas condiciones, Trehan y Walsh (1990) muestran que el valor esperado descontado del conjunto de costes generados por ambos ingresos del Gobierno, en términos del valor presente, vienen dados por la expresión (3):

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} \left[\tau_{t+i}^{1+\alpha} \varnothing_{t+i} / (1+\alpha) - (P_{t+i}/P_{t+i+1})^{1-\beta} \varepsilon_{t+i} / (1-\beta) \right] \qquad [5]$$

En la expresión [5], la primera parte del corchete representa el exceso de la carga de los impuestos, donde ø es un término estocástico que mide los desplazamientos o *shocks* en los costes asociados a los ingresos impositivos, τ_t, y α es un parámetro positivo que indica que los costes marginales crecen en función de τ_t. La segunda parte del corchete recoge los costes asociados por los ingresos por señoreaje en función de los beneficios de la deflación, P_{t-1}/P_t. Así, los beneficios marginales (costes marginales) decrecen (crecen) en función de la tasa de deflación (inflación) según el parámetro β, de signo positivo. En este caso, el término estocástico ε recoge los desplazamientos o *shocks* en los beneficios asociados a la deflación (4).

Trehan y Walsh (1990) suponen que las autoridades presupuestarias eligen la trayectoria temporal de las tasas impositivas y de la tasa de inflación, con el objetivo de minimizar el valor esperado descontado de los costes generados por los ingresos impositivos, en términos del valor presente, mientras financian un flujo exógeno de gastos públicos reales netos de intereses. Esta estrategia del gobierno es conocida como la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing*.

Trehan y Walsh (1990) demuestran que una estrategia óptima de *tax and seigniorage-smoothing* implica tres condiciones de optimalidad. En primer lugar, que las tasas de inflación y las tasas impositivas deben presentar similar comportamiento estocástico. En concreto, ambas variables deberán ser un paseo aleatorio —no estacionarias o I(1)— de acuerdo con las siguientes expresiones:

$$E_t \log \tau_{t+1} = \log \tau_t + (1/\alpha) [E_t \log y_{t+1} - \log y_t] - (1/\alpha) [E_t \log \varnothing_{t+1} - \log \varnothing_t] \qquad [6]$$

$$E_t \pi_{t+1} = \pi_t + (1/\beta) [E_t \log m_t - \log m_{t-1}] - (1/\beta) [E_t \log \varepsilon_{t+1} - \log \varepsilon_t] \qquad [7]$$

donde π_t representa la tasa de inflación definida como log (P_t/P_{t-1}).

Así, la expresión [6] indica que log τ_t será no estacionaria, con sus primeras diferencias función de la tasa de crecimiento esperada del *output* real de la economía y de los cambios esperados en los "costes distorsionadores" de los impuestos. Por su parte, la expresión [7] indica que π_t será también no estacionaria, con sus primeras diferencias en función de la tasa de crecimiento monetaria elegida por el banco central y de los cambios esperados en los costes distorsionadores de los ingresos por señoreaje.

En segundo lugar, la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing* presupone una tercera condición de optimalidad que nos determina una relación de largo plazo entre la inflación y las tasas impositivas, de acuerdo con la expresión:

$$\log \tau_t = a_0 + (\beta/\alpha)\pi_t + (1/\alpha) [\log y_t - \log m_{t-1}] + (1/\alpha) [\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t] \qquad [8]$$

donde $a_0 = (1/a) \log[(1+\rho)/(1+\mu)$, ρ es la elasticidad del *output* real con respecto a la tasa marginal de imposición, y μ representa la elasticidad de la demanda real del señoreaje respecto a $[P_{t-1}/P_t - (1+r)]$.

Según la expresión [8], cambios en los gastos públicos netos de intereses que afectan a log τ_t, producen simultáneamente cambios en π_t en la misma dirección; por ejemplo, si aumentos en los gastos públicos netos de intereses de carácter permanente son financiados por incrementos adicionales de ingresos impositivos y señoreaje, ambas variables, log τ_t y π_t, crecen.

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

(3) Se asume que ambos costes son separables temporalmente y pueden ser representados por funciones de elasticidad constante.

(4) La presencia de los términos estocásticos ø y ε se justifica en un intento de medir los factores que pueden afectar a los costes asociados a la generación de los ingresos públicos: introducción o cambios de la legislación impositiva, desplazamientos de la oferta de trabajo, cambios en las condiciones tecnológicas de la economía, entre otros.

Además, el *trade-off* óptimo entre ambas fuentes de ingresos del gobierno depende del *ratio* de sus respectivas bases de recaudación ($\log y_t - \log m_{t-1}$) y de los costes relativos de las distorsiones que producen en el sistema económico ($\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t$).

No obstante, las relaciones de largo plazo entre las tasas impositivas y la inflación pueden variar en función del comportamiento estocástico de la velocidad de circulación del señoreaje (en adelante velocidad de circulación) ($v_t = \log y_t - \log m_{t-1}$), y del comportamiento estocástico del término que mide los "costes distorsionadores" del conjunto de ingresos.

En primer lugar, si la velocidad de circulación es estacionaria, o I(0), y la función de los "costes distorsionadores" es constante en el tiempo, la expresión [8] queda reducida a:

$$\log \tau_t = b_0 + (\beta/\alpha)\, \pi_t \qquad [9]$$

donde b0 = a0 + (b/a) log vt.

En segundo lugar, si la velocidad de circulación es estacionaria, o I(0), y se supone, desde un punto más realista, que las tasas impositivas y la inflación pueden sufrir perturbaciones o *shocks*, la expresión [8] se transformaría en:

$$\log \tau_t = b_0 + (\beta/\alpha)\, \pi_t + A(L)u_t \qquad [10]$$

donde $A(L)u_t = (1/\alpha)\,[\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t]$. Ello significa que la hipótesis de *tax and seignioriage-smoothing* implica que ambas variables, $\log \tau_t$ y π_t, deberían estar cointegradas en un vector con parámetros $(1, -\beta/\alpha)$, compartiendo una tendencia estocástica común. Ello requiere adicionalmente que la función de los costes relativos "distorsionadores" sea estacionaria.

En tercer lugar, cabe la posibilidad de que la velocidad de circulación, v_t, no sea constante en el tiempo, es decir, que sea I(1). Bajo esta condición, la ecuación [8] se transforma en la siguiente expresión:

$$\log \tau_t = b_0 + (\beta/\alpha)\, \pi_t + (1/\alpha) \log v_t A(L) \qquad [11]$$

por lo que en este caso la estrategia de *tax and seigniorage-smoothing* requerirá que exista una relación de cointegración entre $\log \tau_t$, π_t, y $\log v_t$ que, de existir, será un vector con parámetros $(1, -\beta/\alpha, -1/\alpha)$. Nuevamente se requiere que la función de los costes relativos "distorsionadores" sea estacionaria.

Por último, cabe la posibilidad de que $\log \varepsilon$ o $\log \varnothing$ sean no estacionarios, y que la función que recoge los "costes distorsionadores" esté sujeta a *shocks* de carácter permanente. Ahora el término $[\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t]$ de la expresión [8] es estacionario ($\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t$ están cointegrados) alrededor de una tendencia lineal. Bajo estas premisas, los residuos de la expresión [8] serían estacionarios y, por tanto, la relación de cointegracón entre $\log \tau_t$, π_t, y $\log v_t$ continuaría siendo todavía relevante para aceptar la hipótesis.

2.2. Implicaciones contrastables de la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing*

De acuerdo con lo expuesto en el epígrafe anterior, el cumplimiento de la regla óptima de *tax and seigniorage-smoothing* por parte del gobierno sugiere las siguientes implicaciones contrastables:

— La no estacionariedad en niveles de la tasa de inflación y de las tasas medias (y marginales) impositivas es una condición necesaria, pero no suficiente (primera proposición).

— Bajo la condición adicional de que la velocidad de circulación y la función de los costes distorsionadores son estacionarias, la hipótesis requiere un vector de cointegración entre las tasas impositivas y la tasa de inflación (segunda proposición).

— Si la velocidad no es estacionaria, pero sí lo es la función de "costes distorsionadores", entonces, inflación y tasas impositivas no deberían estar cointegradas. En este caso, un contraste válido de la estrategia de *tax and seigniorage-smoothing* es la existencia de cointegración entre inflación, tasas impositivas y velocidad (tercera proposición).

— Por último, se podría admitir que la existencia de la cointegración entre estas tres variables es todavía consistente con tal hipótesis, si las perturbaciones en las funciones de "costes distorsionadores" asociados a la generación de ingresos tienen componentes de carácter permanente y evolucionan alrededor de una tendencia lineal (cuarta proposición).

3. Evidencia empírica para el caso español

En esta sección se comprueba econométricamente si los datos anuales para la economía española en el período 1964-

1991 son compatibles con las condiciones impuestas por el cumplimiento de la regla óptima de *tax and seigniorage-smoothing*. Para tal fin, se hace uso de recientes técnicas desarrolladas en torno a la teoría econométrica de la cointegración.

3.1. Trabajos empíricos previos

Los trabajos empíricos disponibles en los que se contrasta la hipótesis de la *tax and seigniorage-smoothing* se circunscriben al caso de la economía americana, para los países de la Unión Europea y para algunos otros países de la OCDE. La evidencia empírica no es, en absoluto, concluyente.

Mankiw (1987) contrasta la hipótesis estimando una versión de la expresión [8], bajo el supuesto de que la velocidad de circulación es constante y que la función representativa de los "costes distorsionadores" no varía a lo largo del tiempo. Utilizando datos anuales de la economía americana para el período 1951-85, encuentra una relación significativa y positiva en la regresión entre la tasa de inflación y las tasas impositivas (tanto en niveles como en primeras diferencias). Mankiw aporta esta evidencia empírica como una prueba de la hipótesis. Sin embargo, no tiene en cuenta que las condiciones de optimalidad existen que ambas variables deben ser estacionarias en primeras diferencias y estar cointegradas en niveles, por lo que la relación encontrada no resulta de ningún modo consistente.

Poterba y Rotemberg (1990) extienden el análisis de Mankiw, suponiendo que la velocidad no es estacionaria en niveles. Estos autores estiman la expresión [11] para la economía americana y para un grupo de países de la OCDE. Para los Estados Unidos, encuentran una relación positiva entre tasas impositivas e inflación, pero solamente para los datos de la postguerra. Para el resto de países estudiados (Japón, Francia, Alemania, Francia y el Reino Unido), los datos rechazan la hipótesis. Sin embargo, sus resultados deben tomarse con cierta cautela puesto que, al igual que en el trabajo anterior, en este caso tampoco contrastan ni la estacionariedad de las variables, ni las implicaciones de cointegración derivadas de las condiciones de optimalidad.

Grilli (1989), utilizando datos anuales para los doce países de la Unión Europea, examina la existencia de una relación significativa entre tasas impositivas y tasas de inflación. Sus resultados de los test de cointegración avalan la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing* para todas las economías europeas, con la excepción de Portugal y Luxemburgo. Sin embargo, Grilli no tiene en cuenta la tercera proposición contrastable de Trehan y Walsh (1990), asumiendo implícitamente que la velocidad de circulación es estacionaria. No obstante, si esta variable no es estacionaria, inflación y tasas impositivas no deberían estar cointegrados, en contra de los resultados hallados en su trabajo. En este caso, un contraste válido de la hipótesis sería, entre otros, la existencia de cointegración entre inflación, tasas impositivas y velocidad, posibilidad no contemplada por el trabajo de Grilli.

Por último, utilizando el desarrollo teórico presentado en la sección anterior, los propios Trehan y Walsh (1990) rechazan la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing* para la economía americana, con datos anuales para el período 1914-86, y utilizando técnicas de cointegración. En este caso, las restricciones impuestas a los datos por la teoría son claramente rechazadas para el conjunto de la muestra, por lo que concluyen que tal hipótesis no puede considerarse como determinante para explicar la evolución del señoreaje y la inflación en los Estados Unidos.

3.2. Estacionariedad de los datos

El primer paso de este tipo de análisis consiste en la determinación del orden de integrabilidad de las variables seleccionadas por el modelo teórico. Para este fin se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988), que generalizan la especificación del proceso generador de los datos, abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas subyacente en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación (5). 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 test (a consecuencia de la existencia de tendencias segmentadas o cambios en la media de la variable), se utilizan complementariamente los test de raíces unitarias con cambios en la media recientemente planteados en Zivot y Andrews (1992).

(5) Véase Esteve y Tamarit (1993) para más detalle del método de Phillips y Perron (1988).

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	$\Delta \log \tau_t$	$\Delta \pi_t$	$\Delta \log v_t$
$Z(\varnothing_3)$	35.45[a]	12.29[a]	6.71
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–8.96[a]	–5.24[a]	–3.88[a]
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	6.01[a]	–0.15	–0.10
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	–0.19	–0.75	0.34
$Z(t\ \varnothing_2)$	23.64[a]	8.22[a]	4.49
$Z(t_{\alpha}^*)$	–8.95[a]	–5.15[a]	–3.85[a]
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	–4.24[a]	–5.15[a]	–3.86[a]
	$\log \tau_t$	π_t	$\log v_t$
$Z(\varnothing_3)$	3.61	1.41	1.59
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–2.90	–1.65	–1.46
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	–2.77	1.59	1.39
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	2.84	–0.72	–1.03
$Z(t\ \varnothing_2)$	13.12[a]	0.96	1.06
$Z(t_{\alpha}^*)$	–0.35	–1.57	–1.56
$Z(t_{\mu}^*)$	0.79	1.48	1.45
$Z(t\ \varnothing_1)$	21.04[a]	0.40	0.78
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	–6.49[a]	–0.56	–0.54
Valores críticos, 5%, T = 25 (2)			
$Z(\varnothing_3)$: 7.24	$Z(t\ \varnothing_2)$: 5.68	$Z(t\ \varnothing_1)$: 5.18	
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$: –3.60	$Z(t_{\alpha}^*)$: –3.00	$Z(t_{\hat{\alpha}})$: –1.95	
$Z(t_{\tilde{\mu}})$: 3.20	$Z(t_{\mu}^*)$: 2.61	$Z(t_{\tilde{\beta}})$: 2.85	

Notas: (1) a denota significatividad al 5%.
(2) Los valores críticos de $Z(t_{\tilde{\mu}})$, $Z(t_{\mu}^*)$, $Z(t_{\tilde{\beta}})$ y $Z(\varnothing_i)$ $_{(i=1,2,3)}$ han sido tomados de Dickey y Fuller (1981, tablas I a VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(t_{\alpha}^*)$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ han sido tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

En el cuadro 1 se presentan los resultados de contrastar la hipótesis nula de que el logaritmo de las tasas impositivas, $\log \tau_t$, la tasa de inflación, π_t, y el logaritmo de la velocidad de circulación, $\log v_t$, son integrables de orden uno, I(1), frente a la alternativa de ser I(0). Los resultados de los test de Phillips-Perron muestran que π_t y $\log v_t$ son variables estacionarias en primeras diferencias, o I(1) (6). Por lo que respecta a la variable $\log \tau_t$, los contrastes son contradictorios. Por una parte, se puede rechazar ampliamente la hipótesis nula de que el logaritmo de las tasas impositivas es I(2) frente a la alternativa de ser I(1). Por otra, también se rechaza que la misma es I(1) frente a la alternativa de ser I(0). Esta contradicción puede deberse a la presencia de una ruptura en la pendiente de la función tendencial de la serie de 1973 (véase en el gráfico A.1 la serie en niveles sin transformación logarítmica). En estos casos es necesario utilizar test de raíces unitarias específicos, en los que se contrasta la hipótesis nula de que la serie presenta integrabilidad débil de orden uno, con tendencias determinísticas en la media.

Para el caso de la variable $\log \tau_t$, se supondrá que el punto en el que se produce el cambio estructural en las variables objeto de estudio no es conocido, siguiendo el enfoque planteado en los trabajos de Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992), mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie. El caso de la variable $\log \tau_t$, se adapta perfectamente al caso B descrito por Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992), en el que se recoge un cambio brusco en la pendiente de la serie (7).

CUADRO 2

TEST DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS EN LA MEDIA DE ZIVOT Y ANDREWS (1964-1991)

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{t}\alpha$
Criterio de selección: t–sig (Kmax = 5)							
$\log \tau_t$	B	1973	0	0.022 (10.08)	0.0084 (2.96)	0.28	–3.63

Notas: Las estadísticas t entre paréntesis. Los valores críticos de Zivot y Andrews (1992), tabla 3A: 10%: –4,11; 5%: –4,42; 1%: –4,93.

En el cuadro 2 se presentan las estimaciones de las regresiones para esta variable utilizando la técnica descrita por Zivot y Andrews (1992): las expresiones [A.7] y [A.8] del apéndice 3. Se contrasta la hipótesis de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia, con un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido. Las columnas 3 y 4 indican, respectivamente, el punto de ruptura en la función tendencial y el valor del parámetro de retardo en el término autorregresivo, seleccionados según el método indicado en el apéndice 3: el estadístico t significativo (t–sig). La columna 5 muestra los parámetros estimados en la expresión [A.7] con sus respectivos estadísti-

(6) Un análisis más detallado de la estacionariedad de la velocidad de circulación del dinero de la economía española puede verse en Camarero, Esteve y Tamarit (1994).

(7) Para más detalle de este procedimiento econométrico puede consultarse Esteve y Tamarit (1993).

cos t entre paréntesis: $\hat{\beta}$ es la estimación de la pendiente inicial (pre-ruptura) de la función tendencial y $\hat{\gamma}$ es la estimación del cambio en la pendiente de la función tendencial. Las columnas 7 y 8 presentan las estimaciones relativas al parámetro de raíz unitaria, $\hat{\alpha}$, y su respectivo estadístico t, en el que se contrasta que a = 1, t$\hat{\alpha}$.

Los resultados del test de raíces unitarias de Zivot y Andrews para el caso del logaritmo de las tasas impositivas llevan a la conclusión de que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada, frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia lineal, con un cambio estructural en algún punto de la muestra (año 1973). En definitiva, la variable de $\log \tau_t$ sería I(1). Dado que $\log \tau_t$ e π_t son I(1), se cumpliría la primera proposición contrastable del modelo.

3.3. Relaciones de largo plazo

En esta sección se analiza la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables consideradas en el modelo teórico, siguiendo la metodología sugerida en Engle y Granger (1987) y en Phillips y Ouliaris (1990).

En primer lugar, para contrastar la hipótesis nula de no cointegración se han utilizado los estadísticos habituales propuestos por Engle y Granger (1987) (el Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW) y el Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos (CRDFA). Los resultados aparecen en el cuadro 3.

CUADRO 3

CONTRASTES DE COINTEGRACION. ESTIMACION POR MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (1964-1991)

Estimación de la ecuación [10]	
$\log \tau_t = 1.25 - 0.13\, \pi_t + \hat{u}_t$ (11.5) (0.2) $R^2 = 0.01$ CRDW = 0.03 CRDFA = –0.75 (K=2)	[12]
Estimaciones de la ecuación [11]	
$\log \tau_t = -0.47 + 0.68\, \pi_t - 0.27 \log v_t\, \hat{u}_t$ (2.8) (1.0) (5.13) $R^2 = 0.51$ CRDW = 0.28 CRDFA = –0.99 (K=2)	[13]
$\log \tau_t = -1.51 + 0.026\, t - 0.22\pi_t - 0.035 \log v_t + \hat{u}_t$ (53.1) (47.2) (3.1) (4.8) $R^2 = 0.99$ CRDA = –4.84 (K=1) $\hat{Z}_t = -8.87$ $\hat{Z}_\alpha = -9.19$	[14]

Notas: Las estadísticas t entre paréntesis. Los valores críticos de Zivot y Andrews (1992), tabla 3A: 10∞: –4,11; 5∞: –4,42; 1∞: –4,93.

La estimación de la ecuación [10], en la que se efectúa una regresión entre $\log \tau_t$ y π_t para el período 1964-91, muestra un coeficiente estimado de –0.13. El R^2 es solamente de 0.01 y el CRDFA estimado (-0.75) no permite rechazar la hipótesis de no integración al 5% de significatividad. En este caso, se rechazaría la hipótesis de "tax and seigniorage-smoothing" en una primera aproximación (segunda proposición contrastable).

Alternativamente, se podría suponer que la velocidad de circulación es no estacionaria. En este caso, la hipótesis prevé una relación de cointegración entre $\log \tau_t$, π_t y $\log v_t$, otorgando un papel importante a los desplazamientos permanentes de la velocidad en la relación de largo plazo entre $\log \tau_t$ y π_t. Como se tuvo ocasión de comprobar, este supuesto es más realista, ya que no se pudo rechazar con los test de raíces unitarias que $\log v_t$ fuera I(1). La estimación de la relación [11] aparece en el cuadro 3. Ni el test CRDW (0.03) ni el test CRDFA (–0.99) permiten rechazar la hipótesis de no cointegración entre las tres variables (tercera proposición contrastable).

Finalmente, se puede considerar que el conjunto de "costes distorsionadores" de los ingresos públicos están sujetos a desplazamientos de carácter permanente. Si tenemos en cuenta esta circunstancia, el término $[\log \varepsilon_t - \log \varnothing_t]$ evolucionaría alrededor de una tendencia determinística lineal. Esta posibilidad se puede contrastar utilizando los test de cointegración propuestos por Phillips y Ouliaris (1990), CRDFA, $\hat{Z}_t$ y $\hat{Z}_\alpha$, sobre la regresión de $\log \tau_t$, π_t y $\log v_t$, incluyendo en la misma una tendencia lineal. Bajo este supuesto, la regresión de largo plazo de la expresión [11] incluyendo una tendencia lineal aparece estimada en la ecuación [14] del cuadro 3. En este caso, los test CRDFA y $\hat{Z}_t$ permiten rechazar la hipótesis de no cointegración en la ecuación [14] pero no el contraste $\hat{Z}_\alpha$. Con estos resultados no se puede aceptar que exista una relación de largo plazo entre tasas impositivas, tasas de inflación y señoreaje. Además, el signo estimado de la relación entre tasas impositivas y tasas de inflación es negativo, en contra de lo estipulado por la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing*.

4. Conclusiones

En este trabajo se extienden los resultados de Esteve, Fernández y Tamarit (1993b), con el objetivo de comprobar si los datos de la economía española son compatibles con la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing*.

Para ello se utiliza el procedimiento de contraste desarrollado recientemente por Trehan y Walsh (1990), trabajo en el que

se presentan las restricciones estocásticas que sobre la senda temporal de las tasas impositivas, tasas de inflación y velocidad de circulación, exige el cumplimiento de tal regla óptima. La cuestión central es saber si la política de la utilización del señoreaje o apelación al Banco de España por parte de las autoridades económicas españolas en el pasado, refleja una estrategia óptima de minimización de los costes distorsionadores para el sistema económico, ocasionados por las fuentes de financiación del gasto público.

Utilizando recientes técnicas de cointegración se ha presentado alguna evidencia de que la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing* no se cumple para la economía española. En concreto, el logaritmo de las tasas impositivas medias, la tasa de inflación y el logaritmo de la velocidad de circulación están cointegrados en el caso particular de que se incluya una tendencia determinística lineal en la ecuación de largo plazo y solamente con algunos de los contrastes de cointegración planteados. Además, el coeficiente negativo estimado asociado a los movimientos entre las tasas impositivas y las tasas de inflación no es compatible con la teoría.

La evidencia presentada en nuestro trabajo implica, en una primera aproximación, que la estrategia de *tax and seigniorage-smoothing* observada como una política óptima del gobierno, no parece haber jugado ningún papel en la determinación del comportamiento del señoreaje y de la tasa de inflación en la economía española.

La falta de soporte empírico de la hipótesis de *tax and seigniorage-smoothing* ha sido frecuentemente justificada en base a modelos de ciclos políticos, los cuales predicen variaciones frecuentes de las preferencias políticas del gobierno o de los votantes. Dentro de esta línea, el argumento avanzado por Poterba y Rotemberg (1990) puede servirnos para explicar el rechazo de la hipótesis para el caso de la economía española. En síntesis, cabe la posibilidad de que los sucesivos gobiernos españoles hayan estado ajustando frecuentemente en el tiempo la función objetivo que determina la evolución de las tasas impositivas y de las tasas de inflación. La razón de este cambio de los objetivos estaría en que la función de los "costes distorsionadores" asociada a la generación de ingresos impositivos y por señoreaje, puede ser múltiple por varias razones: por la alternancia de diferentes ideologías económicas y políticas en el gobierno, por desplazamientos en las preferencias de los votantes, y por cambios frecuentes en la estructura del sistema fiscal español.

Recientemente, los trabajos de Alesina, Cohen y Roubini (1992) y de Alesina y Roubini (1992) profundizan en esta dirección. Los primeros autores revisan y extienden anteriores trabajos empíricos sobre los ciclos políticos y los ciclos económicos coyunturales para todos los países de la OCDE que han tenido sistemas políticos democráticos, para el período 1960-1987. Sus resultados muestran reducidos efectos preelectorales sobre las variables económicas reales, como el desempleo y la tasa de crecimiento real del PIB. No obstante, encuentran evidencia significativa de la existencia de ciclos políticos en el manejo de los instrumentos de la política económica. En particular, aparecen políticas monetarias expansivas en años preelectorales y períodos de suavización de las políticas fiscales antes de las elecciones.

El estudio de Alesina y Roubini (1992) pone énfasis especialmente en cómo las elecciones legislativas y los cambios de gobierno afectan al comportamiento dinámico de la tasa de crecimiento del PIB, desempleo e inflación. Estos autores utilizan la misma muestra de países de la OCDE que el anterior estudio y similar horizonte temporal. Las conclusiones de este trabajo son sumamente interesantes y en su mayor parte complementan el de Alexina, Cohen y Roubini (1992). Por un lado, no encuentran una influencia entre los ciclos políticos y el desempleo y el crecimiento del *output* (excepto para Alemania y Nueva Zelanda), rechazando la hipótesis de "ciclo político coyuntural", idea formulada por Nordhaus (1975). Por otro lado, los datos muestran que existe una relación clara entre ciclo político y tasa de inflación según la hipótesis de los ciclos presupuestarios de Rogoff y Sibert (1988). Así, la inflación tiende a aumentar inmediatamente después de las elecciones, quizá como resultado de políticas monetarias y fiscales preelectorales excesivamente expansivas.

Por último, la aparición de una correlación negativa entre la inflación y las tasas impositivas para el caso español coincide con las estimaciones de Poterba y Rotemberg (1990) para el Reino Unido y Francia. En opinión de estos autores, esta correlación negativa aparece en países que han tenido en su historia política reciente una mayor inestabilidad política y una alternancia frecuente en el poder, tal y como muestra la evidencia del trabajo de Roubini y Sachs (1988). Sin embargo, éste no parece haber sido el caso español para el conjunto de la muestra de nuestro estudio (1964-1991).

En definitiva, futuros trabajos deberían profundizar en el estudio empírico de las relaciones entre las políticas monetaria y fiscal y los ciclos políticos en la economía española, así como en la respuesta de la inflación, desempleo, crecimiento económico y otras variables macroeconómicas clave ante la evolución de la coyuntura política en nuestro país.

Apéndice. Fuentes y datos

En este trabajo se utilizan datos anuales de la economía española para el período 1964-1991.

P_t: Deflactor del Producto Interior Bruto a coste de factores, base 1980. Fuente: Corrales y Taguas (1991) y Banco de España (1992).

PIB_t: Producto Interior Bruto a costes de factores en términos nominales, base 1980. Fuente: Corrales y Taguas (1991) y Banco de España (1992).

imp_t: Ingresos públicos impositivos, corrientes y de capital de las AA.PP. en términos nominales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a, 1993b).

M_t: *Stock* del señoreaje a final del período en términos nominales, medido por la apelación al Banco de España de las AA.PP, incluyendo créditos y valores públicos en la cartera del banco emisor. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a).

m_t: *Stock* del señoreaje a final del período en términos reales, M_t/P_t.

π_t: Tasa de inflación medida como variación del deflactor del PIB a coste de factores, $\pi_t = (P_t/P_{t-1})/P_{t-1}$.

τ_t: Tasa impositiva media (y marginal) nominal, $\pi_t = imp_t/PIB_t$.

v_t: Velocidad de circulación del señoreaje. $v_t = \log y_t - \log m_{t-1}$.

Gráfico I

TASAS IMPOSITIVAS ($\log \tau_t$)

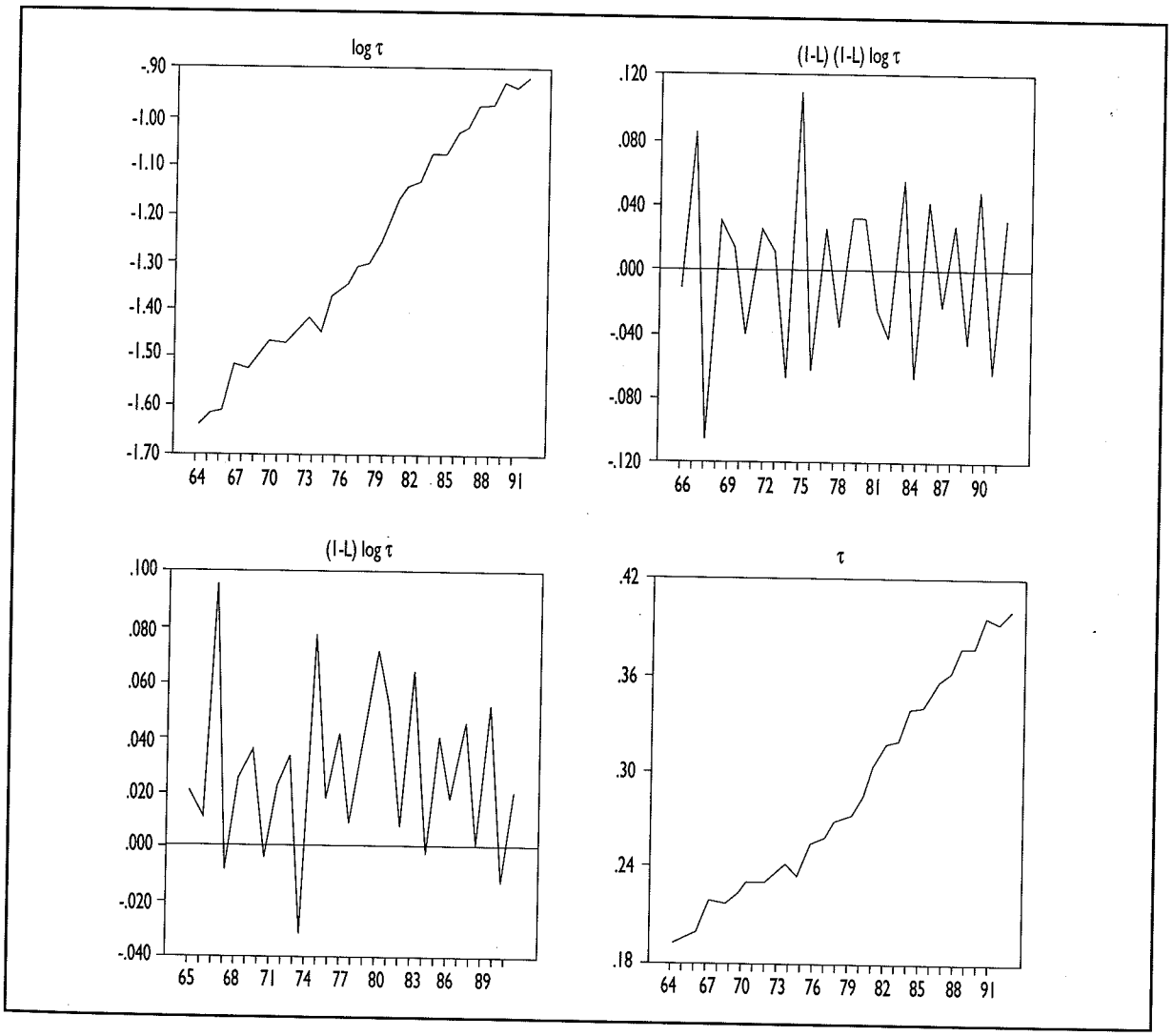


GRÁFICO A.2

TASA DE INFLACION (π_t)

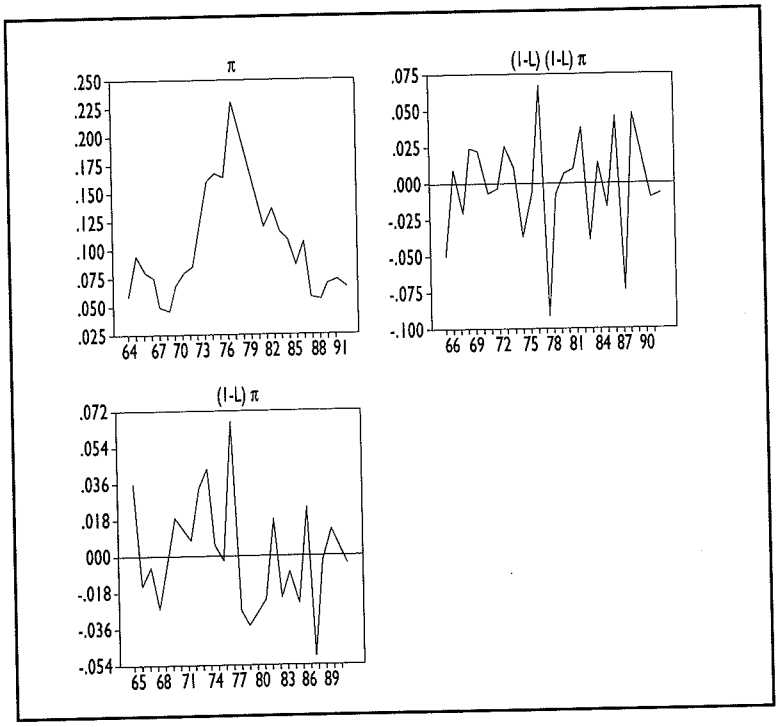
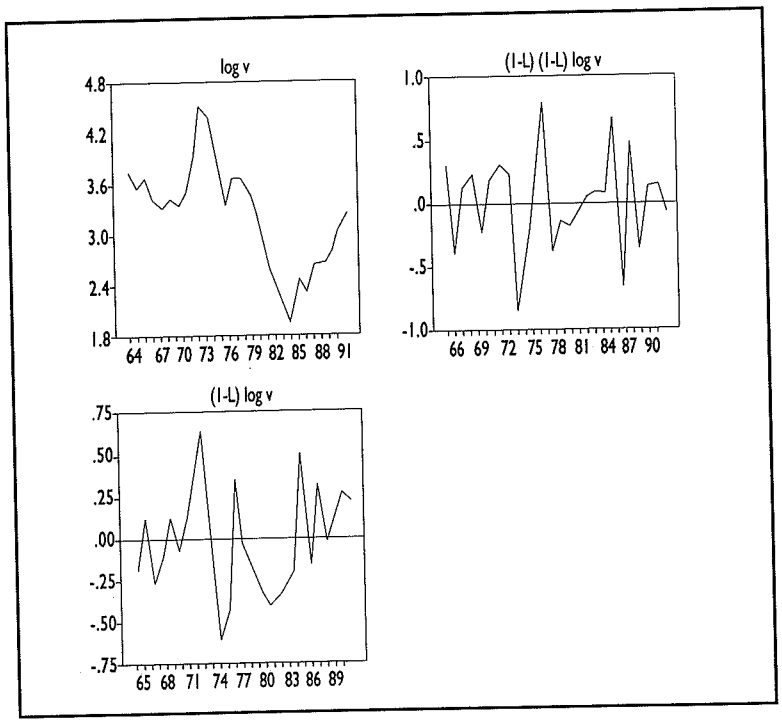


GRÁFICO A.3

VELOCIDAD DE CIRCULACION DEL SEÑOREAJE (log v_t = log y_t/m_{t-1})



BIBLIOGRAFIA

ALEXINA, A., y ROUBINI, N. (1992): "Political Cycles in OECD Economics", *Review of Economic Studies* 59, págs. 663-688.

ALEXINA, A.; COHEN, G. D., y ROUBINI, N. (1992): "Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies", en CUKIERMAN, A., HERCOWITZ, A., y LEIDERMAN, L.: *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, The MIT Press, págs. 227-262.

BANCO DE ESPAÑA (1992): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.

BARRO, R. (1979): "On the Determination of the Public Debt", *Journal of Political Economy* 87, págs. 940-971.

BARRO, R. (1980): "Federal Deficit Policy and the Effects of Public Debt Shocks", *Journal of Money, Credit and Banking* 16, págs. 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, págs. 1086-1121.

BARRO, R. (1981c): "On the predictability of tax rate changes", *NBER Working Paper* núm. 636, NBER, Cambridge, Massachusetts.

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. (1986 b): "The US Deficits Since World War I", *Scandinavian Journal of Economics* 88, págs. 195-222.

CAMARERO, M.; ESTEVE, V., y TAMARIT, C. R. (1994): "Unit roots and structural change: some evidence for the velocity of circulation in the Spanish economy", *Papers de Discussió* PD 94/3, Departamento de Economía y Dirección de Empresas, Universitat Jaume I.

CORRALES, A., y TAGUAS, D. (1991): "Series Macroeconómicas para el período 1964-1989: un intento de homogeneización", MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M., y ZABALZA, A. (eds.) (1991): *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosh, editor e Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

CORSETTI, G., y ROUBINI, N. (1993): "The design of optimal fiscal rules for Europe after 1992", en TORRES, F., y GIAVAZZI, F. (eds.): *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, págs. 46-92.

DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. (1981): "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica* 49, págs. 1057-1072.

DOLADO, J. J. (1989): "Cointegración: una panorámica", *Documento de Trabajo* núm. 8.902, Servicio de Estudios del Banco de España.

ENGLE, R., y GRANGER, C. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 49, págs. 1057-1072.

ENGLE, R., y YOO, B. S. (1987): "Forecasting and testing in co-integrated systems", *Journal of Econometrics* 35, págs. 143-159.

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* núm. 93-04, Servicio de Estudios de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros.

ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J. I., y TAMARIT, C. R. (1993a): "La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, núm. 1, enero, págs. 119-142.

ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J. I. y TAMARIT, C. R. (1993b): "Déficit público, deuda pública, *tax-smoothing* y cointegración: el caso de España", *Revista Española de Economía*, Vol. X, núm. 2, págs. 261-281.

FULLER, W. A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Willey, New York.

GRILLI, V. (1989): "Seigniorage 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. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy* 86, págs. 971-987.

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

KIMBROUGH, K. P. (1986): "The Optimum Quantity of Money Rule in Public Finance", *Journal of Monetary Economics* 18, págs. 277-284.

LUCAS, R. E. (1986): "Principles of Fiscal and Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics* 17, págs. 117-134.

MANKIW, N. G. (1987): "The optimal collection of seignorage: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics* 20, págs. 327-341.

NORDHAUS, W. (1975): "The Political Business Cycle", *Review of Economic Studies* 42, págs. 169-190.

PERRON, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, págs. 1346-1401.

PERRON, P., y VOGELSANG, T. J. (1992): "Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, págs. 301-320.

PHELPS, E. S. (1973): "Inflation in the Theory of Public Finance", *Swedish Journal of Economics* 75, págs. 67-82.

PHILLIPS, P. C. B., y OULIARIS, S. (1990): "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica* 58, págs. 165-193.

PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75, págs. 335-346.

POTERBA, J. M., y ROTEMBERG, J. J. (1990): "Inflation and taxation with optimizing governments", *Journal of Money, Credit and Banking* 22, págs. 1-18.

ROGOFF, K., y SIBERT, A. (1988): "Equilibrium Political Budget Cycles", *Review of Economic Studies* 55, págs. 1-16.

ROUBINI, N., y SACHS, J. (1988): "Political and Economic Determinants of Budget Deficits in Industrial Democracies", *European Economic Review* 33, págs. 903-938.

SARGENT, T. J. (1987): "Government Debt and Taxes", en SARGENT, T. J.: *Macroeconomic Theory*, 2nd ed., Academic Press, Orlando (Florida), cap. XIII, págs. 380-390.

TREHAN, B., y WALSH, C. E. (1990): "Seigniorage and tax-smoothing in the United States, 1914-1986", *Journal of Monetary Economics* 25, págs. 97-112.

VAN DER PLOEG, F. (1991): "Macroeconomic policy coordination issues during the various phases of economic and monetary integration in Europe", *European Economy*, special edition n.° 1, págs. 136-164.

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, págs. 251-270.