

Gasto público y consumo privado en España: ¿sustitutivos o complementarios? (*)

VICENTE ESTEVE GARCÍA

(Universitat de València)

MARIAM CAMARERO

(Universitat Jaume I)

CECILIO R. TAMARIT ESCALONA

(Universitat de València)

Resumen

El propósito del trabajo es la estimación de un modelo estocástico intertemporal del consumo efectivo. El principal objetivo es examinar si existe una relación significativa (sustituibilidad o complementariedad) entre el gasto público (consumo e inversión) y el consumo privado en España. Para ello se estima la relación entre los dos tipos de gasto bajo la hipótesis de cointegración y la ausencia de la misma con datos de la economía española para el período 1964-1995.

Palabras clave: Política fiscal, gasto público, consumo privado, cointegración.

Clasificación J.E.L.: E21, E62

Abstract

The purpose of this paper is to estimate a stochastic-intertemporal model of effective consumption. Our main emphasis is on asses-

ing whether there is a significant relationship (substitutability or complementarity) between government expenditure (consumption and investment) and private consumption in Spain. We estimate the relationship between the two types of expenditure under both cointegration and no-cointegration assumptions using Spanish data over the period 1964-1995.

Key words: Fiscal policy, government expenditure, private consumption, cointegration.

JEL classification Number E21, E62

1. Introducción

La hipótesis de que el gasto público puede sustituir al consumo privado (efecto expulsión o efecto crowding-out sobre el consumo) no es nueva en la literatura macroeconómica. Bailey (1971) fue el primero que propuso la idea de que puede existir un grado de sustituibilidad entre el consumo público y privado. Posteriormente, Barro (1981) incorpora esta hipótesis en un modelo general de consumo que recoge el efecto directo del gasto del gobierno en bienes y servicios sobre la función de utilidad del consumidor representativo (1). Durante las dos últimas décadas

(*) La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01 y 02 y del Programa de Ayudas a la Investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Mariam Camarero y Cecilio Tamarit, agradecen también la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, DGICYT-PR95-206 y DGICYT-PR95-213, respectivamente. El trabajo se realizó mientras Mariam Camarero y Cecilio Tamarit eran Senior Fellows en la Wharton School, University of Pennsylvania, USA.

(1) La cuestión de la sustituibilidad forma parte de la hipótesis de neutralidad de la política fiscal planteada en Barro (1974) y Kormendi (1983).

ha aumentado considerablemente la literatura macroeconómica (teórica y empírica) que examina la respuesta del consumo privado ante cambios en el gasto público. No obstante, no existe ni desde el punto de vista teórico ni empírico un claro consenso entre los economistas sobre este problema.

Por una parte, Aiyagari, Christiano y Eichenbaum (1992) y Baxter y King (1993) exploran el efecto de los *shocks* sobre un conjunto de variables macroeconómicas en un modelo de crecimiento neoclásico unisectorial con rendimientos constantes a escala y oferta de trabajo variable. Estos autores muestran que el crecimiento en el gasto público provoca necesariamente una caída en el consumo privado. Respecto a la evidencia empírica, destacan los trabajos de Kormendi (1983) y Aschauer (1985) que, utilizando un enfoque de renta permanente, obtienen un grado de sustituibilidad significativo entre el consumo privado y público para la economía americana. En otro trabajo, Ahmed (1986) examina los efectos del consumo público en el Reino Unido en el contexto de un modelo de sustitución intertemporal y encuentra evidencia de que el gasto público tiende a «expulsar» al consumo privado. Por último, el trabajo de Barro (1981) presenta evidencia favorable de la hipótesis de sustituibilidad.

76 Sin embargo, recientes estudios, además del trabajo seminal de Aschauer (1989), ponen en cuestión el efecto expulsión entre el consumo público y privado. Así, Devereux, Head y Lapham (1995) examinan teóricamente el impacto de los *shocks* de gasto público en un modelo neoclásico con rendimientos crecientes a escala y competencia monopolística. La clave de su modelo es que un incremento en el consumo público genera un aumento endógeno en la productividad agregada. El crecimiento en la productividad eleva el salario real de tal manera que se produce un fenómeno de sustitución de ocio hacia consumo. De este modo, un crecimiento en el gasto público conduce a un aumento en el consumo privado. En síntesis, no existe pues ninguna razón para pensar a priori que la única relación posible entre el consumo privado y el público es la de sustitución y cabría considerar la posibilidad de que fueran complementarios o ambas cosas a la vez. Así, mientras algunas partidas del consumo público parecen sustituir al consumo privado (por ejemplo, educación, becas de comedor, gastos en fuerzas de seguridad) otras parecen que lo complementan (por ejemplo, subvenciones a los gastos de transporte o para comedores de escuelas públicas). En términos similares, se puede discutir el papel de la inversión pública en relación al consumo privado, considerando que es un gasto que proporciona utilidad al sector privado en periodos futuros, ya que normalmente genera flujos de consumo público de carácter permanente (por ejemplo, la inversión en instituciones de enseñanza, implica mayor gasto en sueldos y salarios de profesores en el futuro, lo que aumenta permanentemente el consumo público).

En el presente estudio, tanto los aspectos teóricos como los empíricos se subdividen en dos partes. Desde un punto de vista empírico, por un lado, se contrasta la hipótesis de sustituibilidad (*crowding-out*) o complementariedad (*crowding-in*) entre consumo público y consumo privado utilizando un modelo basado en la optimización intertemporal del consumo efectivo. En este caso, se tendrá en cuenta también la posibilidad recientemente apuntada en Graham (1993), que en base al trabajo teórico de Campbell y Mankiw (1990), propone incluir en la ecuación de consumo privado la variable renta disponible, para tener en cuenta el modelo de renta permanente. Por otro, se contrasta la hipótesis de sustituibilidad o complementariedad entre el consumo privado y la inversión pública.

Desde el punto de vista teórico, en la sección 2 del trabajo se presentan las ecuaciones respectivas bajo dos hipótesis alternativas: (i) para el caso de que se suponga una relación de cointegración entre ambos tipos de gasto; y (ii) para el caso alternativo en el que no exista una relación de cointegración. En la sección 3 se describen los modelos empíricos propuestos ante los diferentes comportamientos estocásticos de las variables implicadas. En la sección 4, utilizando el planteamiento teórico descrito, se estima un modelo empírico aplicado a la economía española utilizando datos anuales del período 1964-1995. Para ello se hará uso de la teoría de la cointegración como método de selección de variables y de búsqueda de relaciones de equilibrio estables. En la sección 5 se exponen las conclusiones y algunas implicaciones de política económica. En sucesivos apéndices se presentan las fuentes de los datos utilizados y una descripción detallada de su construcción, así como algunos de los procedimientos econométricos utilizados en el ejercicio empírico.

2. Modelo teórico

En este epígrafe, se presenta un modelo teórico basado en la optimización intertemporal del consumo efectivo de un agente representativo, modelo del que se plantean las condiciones estocásticas necesarias para contrastar la hipótesis de sustituibilidad o complementariedad entre el consumo público y el consumo privado. El modelo propuesto, basado en los trabajos pioneros de Bailey (1971), Feldstein (1982), Kormendi (1983) y Aschauer (1985), es complementado con los desarrollos posteriores de Seater y Mariano (1985), Reid (1985), Graham y Himarios (1991), Graham (1993), Leiderman y Razin (1988, 1991), Karras (1994) y Amano y Wirjanto (1994).

Bajo este planteamiento, se define el consumo efectivo del agente representativo como una combinación lineal de consumo privado y consumo público:

$$C_i^* = C_i + \theta G_i \quad [1]$$

donde C_i es el consumo privado en términos reales, G_i es el consumo público en términos reales, y θ es un parámetro que mide el peso del consumo público en el consumo total efectivo y, por lo tanto, mide la relación de sustituibilidad entre C_i y G_i .

Por otra parte, se supone que el consumidor representativo elige el consumo efectivo que le permite maximizar su función de utilidad esperada intertemporal (2):

$$E_t \left[\sum_{i=t}^T \beta^{i-t} U(C_i^*) \right] \quad [2]$$

donde $U(C_i^*)$ es cóncava y creciente (3), E_t representa las expectativas racionales del agente representativo basadas en la información del periodo i , y $\beta \in (0,1)$ es un factor subjetivo de descuento (4).

El parámetro clave en el modelo es θ . Cuanto mayor es el valor de θ , mayor es el grado de sustituibilidad entre C_i y G_i . Las ecuaciones [1] y [2] podrían dar la impresión de que los valores de θ están restringidos solamente a valores positivos, ya que un valor negativo de θ implicaría también que la utilidad marginal del consumo del gobierno tomaría un valor negativo. Pero esto no es así, puesto que tal y como muestran Barro (1989), Christiano y Eichenbaum (1992) y Leiderman y Razin (1988, 1991), se podría añadir una función de G_i a la expresión [2] para que la utilidad marginal del consumo público fuera positiva:

$$E_t \left[\sum_{i=t}^T \beta^{i-t} U(C_i^*) + \theta G_i \right] \quad [2']$$

donde $\delta\theta/\delta G > 0$, y bajo el supuesto habitual de que las familias no tienen control sobre el consumo público, el problema de ma-

(2) Se utiliza una función de utilidad cuadrática con la forma $U(C_i^*) = hC_i^* - 1/2C_i^{*2}$, donde $h > 0$ y $C_i^* < h$.

(3) Se supone también que $\delta U(0)/\delta C^* \rightarrow \infty$.

(4) Nuestro trabajo asume que un proceso de formación de expectativas racionales, a diferencia de otros trabajos disponibles para la economía española (Raymond (1995) y Marchante (1993)) donde se utiliza el supuesto de expectativas adaptativas.

ximización puede resolverse ignorando la contribución del consumo público a la función de utilidad.

Teniendo en cuenta esta simplificación, la interpretación económica del valor de θ será la siguiente: si el valor estimado de θ es positivo, ello indica que consumo público y privado son sustitutos o «rival», ya que si el consumo público aumenta en una unidad se requiere que el consumo privado se reduzca con el fin de mantener constante el consumo efectivo (implica que un aumento de G_i disminuye la utilidad marginal de C_i). Por el contrario, un valor negativo de θ indica complementariedad entre G_i y C_i (implica que un aumento del consumo público eleva la utilidad marginal del consumo privado) (5).

Por su parte, la restricción presupuestaria del consumidor representativo viene dada en cada periodo por la siguiente expresión (6):

$$A_{i+1} = [A_i + Y_i - C_i^* - (1-\theta)G_i] (1+R) \quad [3]$$

donde A_i son los activos financieros netos de la deuda pública real al comienzo del período i , Y_i representa los ingresos del trabajo en términos reales en el periodo i , y R es el tipo de interés real que se supone se mantiene constante. Resulta interesante destacar que G_i está multiplicado por $(1-\theta)$ en la restricción presupuestaria [3]. De este modo, si $\theta > 0$, un incremento del consumo público tiene una influencia menor que uno sobre la renta disponible «efectiva» del consumidor. Por el contrario, si $\theta < 0$ la influencia es mayor que uno.

El problema con el que se enfrenta el consumidor representativo es maximizar la función de utilidad [2] sujeta a la restricción [3]. En este caso, el lagrangiano asociado al problema de maximización vendrá dado por la expresión:

(5) Los términos sustituibilidad y complementariedad utilizados en el modelo se refieren al criterio ALEP (Ausptiz-Lieben-Edgeworth-Pareto), tal y como lo presenta McCulloch (1977). De acuerdo con el criterio ALEP, C_i y G_i son «rival netos» o «sustitutivos netos» si la utilidad marginal de uno cae cuando aumenta la cantidad del otro, y «complementarios netos», en caso contrario. Por otra parte, la función de utilidad es $U(C + \theta G)$ con $U > 0$ y $U' < 0$. En este caso, $\delta(\delta U/\delta C)/\delta G = \delta U''$. Si $\theta > 0$, $\delta(\delta U/\delta C)/\delta G$ es negativo, lo que implica que un aumento del consumo público reduce la utilidad marginal del consumo privado (son «rival»). Lo contrario ocurre si $\theta < 0$.

(6) Dentro de la restricción presupuestaria del consumidor se podría incluir también la restricción presupuestaria del gobierno. No obstante, los resultados no afectan a las hipótesis a contrastar aquí, ya que simplemente A_i incluiría el stock de la deuda pública en manos de las familias. Véase Karras (1994) para más detalle.

$$E_t \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ U(C_t^*) - \Phi_t [A_{t+1} - [A_t - Y_t + C_t^*] + (1-\theta) G_t] (1+R) \} \right] \quad [4]$$

donde Φ_t es el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción presupuestaria [3]. La ecuación [4] sugiere que si $\theta = 1$, un incremento permanente en G_t no tiene efecto riqueza. Sin embargo, si $\theta < 1$, un aumento en G_t producirá una pérdida de riqueza. Por último, esta pérdida será mayor si θ es negativo. Y ello es así, porque con un valor de $\theta < 0$, C_t y G_t son bienes complementarios y, por lo tanto, un alza en el consumo público estimula el consumo privado, por lo que es más difícil incrementar ambos a la vez.

Por otra parte, Karras (1994) y Amano y Wirjanto (1994) muestran que las condiciones necesarias de primer orden para el periodo t vienen representadas en este caso por:

$$\partial U_t / \partial C_t^* = \Phi_t \quad [5]$$

$$E_t [\beta (1+R) \Phi_{t+1}] = \Phi_t \quad [6]$$

para $t = 1, 2, \dots$, donde $\partial U(C_t^*) / \partial C_t^* = \partial U_t / \partial C_t^*$.

La ecuación de Euler entre los periodos t y $t+1$ se puede derivar fácilmente sustituyendo [5] para Φ_t y Φ_{t+1} en la ecuación [6], obteniéndose después de simplificar la siguiente expresión:

$$E_t [\beta (1+R) (\partial U_{t+1} / \partial U_t)] = 1 \quad [7]$$

o en términos de la secuencia óptima del consumo efectivo en un contexto estocástico:

$$E_t C_{t+1}^* = [\beta (1+R)]^\sigma C_t^* \quad [8]$$

donde $\sigma = -U'(C^*) / C^* U''(C^*)$ es la elasticidad intertemporal de sustitución.

Por último, resulta pertinente destacar algunas de las limitaciones relacionadas con el modelo teórico utilizado, limitaciones circunscritas en la función de utilidad utilizada. En primer lugar, se está suponiendo la no separabilidad en la variable C_t entre los bienes de consumo duradero y los bienes de consumo no duradero. A este respecto hay que tener en cuenta que, tal y como

demuestran Graham y Himarios (1991), la sustituibilidad estimada entre G_t y C_t es sensible a si los bienes de consumo duraderos son omitidos en el agregado del consumo privado. Quizás una posible extensión del trabajo empírico sería distinguir entre bienes de consumo duradero y no duradero.

En segundo lugar, se está suponiendo la separabilidad entre consumo privado y consumo público. Bajo la especificación [1] utilizada, ello supone que un valor negativo de θ corresponde a la hipótesis de complementariedad, pero en este caso la función de utilidad es una función creciente de C_t^* , lo que implica que $U(C_t, G_t)$ es decreciente respecto a G_t y, por tanto, se contradice los supuestos estándar sobre las funciones de utilidad. Una especificación alternativa que solucionaría estos problemas sería una función de consumo efectivo de tipo Cobb-Douglas, tal y como plantean Bean (1986) y Campbell y Mankiw (1990).

Finalmente, se supone también que la función de utilidad es no separable temporalmente. En ausencia de gasto público, este supuesto juega un papel crucial en los modelos de ciclo real (véase al respecto, Kydland y Prescott (1982)) y en la teoría de la determinación de los precios de los activos (véase al respecto, Constantinides (1990)). La validez de este supuesto se sitúa más bien en el terreno empírico.

3. Modelo empírico

En esta sección se describen con detalle las restricciones impuestas por [7] y [8] y la metodología que será utilizada para identificar y estimar el parámetro θ .

Tal y como propone Karras (1994), el parámetro θ puede ser estimado utilizando una variante del conocido modelo de consumo de Hall (1978), posteriormente adaptado por Aschauer (1985) para el consumo efectivo (7).

Por un lado, la expresión [8] implica la siguiente relación econométrica:

$$C_{t+1}^* = \gamma C_t^* + \varepsilon_{t+1} \quad [9]$$

donde $E_t [\varepsilon_{t+1}] = 0$.

La ecuación [8] se puede expresar también en términos de consumo efectivo

$$C_t + \theta G_t = \gamma (C_{t-1} + \theta G_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [10]$$

(7) Véase Aschauer (1985) y Karras (1994) para más detalles.

o en forma más compacta como:

$$C_t = \eta_1 C_{t-1} + \eta_2 G_t + \eta_3 G_{t-1} + \varepsilon_t \quad [11]$$

donde $\eta_1 = \gamma$, $\eta_2 = -\theta$, $\eta_3 = \gamma\theta$ y $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Por otro lado, de la ecuación [9] se derivan dos posibles relaciones entre el consumo privado y público:

i) Cuando $\gamma = [\beta(1+R)]^\sigma < 1$, [9] implica que C_t^* es una variable estacionaria en niveles o $I(0)$, por lo que según la ecuación [1], $C_t + \theta G_t$ es también una variable $I(0)$. Este resultado implica que si C_t y G_t son variables $I(1)$ o no estacionarias en niveles, entonces deberán estar cointegradas en el sentido de Engle y Granger (1987), con un parámetro de largo plazo θ , y un vector de cointegración $[1, \theta]$.

ii) Cuando $\gamma = 1$, y aunque C_t y G_t son $I(1)$, entonces estas dos variables deberían estar no cointegradas, y [11] queda reducida a una ecuación en primeras diferencias:

$$\Delta C_t = -\theta \Delta G_t + \varepsilon_t \quad [12]$$

donde $E_{t-1}[\varepsilon_t] = 0$. En este caso, ello implica que C_t^* tiene una raíz unitaria, por lo que en [9] $\gamma = 1$. Bajo estas premisas, [12] puede ser estimada consistentemente sujeta a esta restricción utilizando el método de Variables Instrumentales (VI) (8).

Por último, Graham (1993) sugiere que el modelo podría estar mal especificado puesto que podría omitir el efecto sobre el consumo privado de la renta real disponible (9). Ello llevaría a estimar, en su caso, las ecuaciones [11] y [12] incluyendo en las mismas la variable representativa de la renta real disponible.

4. Resultados para la economía española

4.1. Evidencia disponible a nivel internacional

Los resultados de la estimación de la hipótesis de sustituibilidad entre consumo privado y público no son concluyentes y, en ocasiones, llegan a ser contradictorios. Por ello, no hay un consen-

so claro entre los estudiosos de esta relación. El conflicto existente en la literatura empírica proviene de las diferencias en las técnicas econométricas utilizadas, las hipótesis de trabajo y, por último, en los diferentes datos y muestras empleadas.

La mayoría de los trabajos se circunscriben al caso de la economía americana. Así, se puede encontrar evidencia a favor de la hipótesis de sustituibilidad en los trabajos de Aschauer (1985), Bean (1986), Graham y Himarios (1991), Kormendi (1983) y Monadjemi (1993). Por el contrario, son favorables a la hipótesis de complementariedad los resultados de los estudios de Campbell y Mankiw (1990) y Reid (1985). Finalmente, existe evidencia de neutralidad en el caso de Feldstein (1982), mientras que en el caso de Graham (1993), Ni (1995) y Seater y Mariano (1985), los resultados no son concluyentes. Por lo que respecta a otros países, destacan los estudios de Ahmed (1986) para el caso del Reino Unido, que presenta evidencia a favor de la sustituibilidad; el de Amano y Wirjanto (1994) para Canadá, con resultados de nuevo no concluyentes; los de Leiderman y Razin (1988, 1991) para Israel, favorables a la complementariedad, y el de Karras (1994) que, para un estudio de 30 países, presenta evidencia de complementariedad en la mayoría de los casos (10).

4.2. Evidencia empírica para la economía española

La evidencia empírica disponible para la economía española es, si cabe, más variada. En el cuadro 1, presentamos un resumen sintético de algunos resultados, por orden cronológico, indicando la variable representativa del gasto utilizada, el efecto de complementariedad o sustituibilidad encontrado, la técnica econométrica utilizada y el período de estimación. La práctica totalidad de los estudios presentados se han centrado en la contrastación de la validez empírica de la proposición ricardiana de la ineficacia de la política fiscal, enmarcándolo por lo tanto bajo la hipótesis de equivalencia ricardiana (HER) y la neutralidad de la deuda pública. Nuevamente el conflicto en los resultados presentados puede tener su origen en las técnicas econométricas utilizadas, las hipótesis de trabajo y, por último, en las diferentes variables representativas del gasto público y muestras empleadas.

En primer lugar, el estudio de Marchante (1993) basado en la estimación de una función de consumo privado del tipo de la propuesta por Buiter y Tobin (1979) y Kormendi (1983), confirma

(8) En términos de terminología de Stock y Watson (1988), el caso i) corresponde a una tendencia común (o una raíz unitaria) en el vector $[C_t, G_t]$, mientras que el caso ii) corresponde a dos tendencias comunes entre las dos variables.

(9) Esta sugerencia está motivada por la conclusión de Campbell y Mankiw (1990), quienes demuestran que la inclusión de la renta disponible es compatible con el modelo del consumo de renta permanente.

(10) Karras (1994) muestra que la relación entre el consumo privado y público se ve afectada por el tamaño del sector público, en el sentido de que un crecimiento del mismo lleva a que la relación se vuelva de sustituibilidad más que de complementariedad. El cambio en esta relación se puede deber a una mayor provisión relativa de servicios públicos frente a infraestructuras cuando el sector público crece de tamaño.

CUADRO I
COMPLEMENTARIEDAD O SUSTITUIBILIDAD ENTRE GASTO PÚBLICO Y CONSUMO PRIVADO: EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA^a

Estudio ^d	Variab le representativa del gasto público	Efecto	Técnica econométrica utilizada	Período de estimación
Marchante (1993)	Gasto público total (consumo e inversión) Transferencias a las familias	C C	Series temporales MCO	1954-1988
Argimón (1996)	Consumo público Transferencias netas de impuestos	S C	Datos panel, MCO, VI	1970-1990
Raymond (1995)	Ahorro público	C	Series temporales Cointegración (Johansen)	1970-1993
Raymond (1996) ^b	Tasa de ahorro público sobre PIB	S	Series temporales, MCO, VI	1970-1994

NOTAS: (a) C = Complementariedad; S = Sustituibilidad.
 (b) Sustituibilidad entre ahorro público y privado. Por tanto, se estima indirectamente la sustituibilidad entre consumo público y privado.
 (c) MCO = Mínimos Cuadrados Ordinarios; VI = Variables Instrumentales.
 (d) Todos los estudios utilizan datos anuales.

los resultados de González-Páramo y Raymond (1987), rechazando el modelo de equivalencia ricardiana en favor de una interpretación keynesiana estándar. Además, Marchante (1993) muestra que incrementos en el gasto público total y en las transferencias públicas a las familias estimulan el consumo privado en la economía española. En definitiva, se rechazaría la hipótesis de sustituibilidad sobre el consumo privado (11).

Por otra parte, en Argimón (1996) la especificación de una función de consumo privado, integrada dentro de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, constituye el marco donde se contrasta la hipótesis de complementariedad, siguiendo el enfoque de Kormendi (1983). El estudio se efectúa con datos de panel para los países de la Unión Europea, incluida España. Los resultados muestran que aquellos países con un nivel reducido de renta

per cápita relativo (en los que se encuentra España), consideran el consumo público como sustitutivo del privado, lo que está en consonancia con la idea de que el sector público ayuda a cubrir en estos países unas necesidades básicas. En lo que respecta a las transferencias netas de impuestos, aquellos países con un nivel de endeudamiento público inferior a la media (como la economía española) en el periodo analizado, consideran esta variable como complementaria de las decisiones de consumo privado. En este caso, los consumidores se alejarían de los postulados ricardianos.

El trabajo de Raymond (1995) evidencia con técnicas de cointegración un efecto positivo a largo plazo del ahorro público sobre el consumo privado. Este mismo autor amplía su estudio en Raymond (1996), donde se estima en qué medida el ahorro público y privado son sustitutos en el contexto de un modelo de determinación de la tasa de ahorro privado (en proporción al PIB). En el marco conceptual del modelo de ciclo vital de Modigliani (1986, 1993), la tasa de ahorro privado se explica en función de la tasa de crecimiento del PIB, de la tasa de ahorro pública y de la presión fiscal global. La hipótesis subyacente es que si las dos medidas de ahorro son sustitutivas, también lo son el consumo público y privado. Los resultados para la economía española aportan evidencia a favor de la hipótesis de sustituibilidad entre ahorro público y privado y, por tanto, entre consumo público y privado.

(11) No obstante, este último trabajo utiliza los datos en niveles sin justificarlo metodológicamente y sin contrastar si las series implicadas son estacionarias en primeras diferencias o en niveles. Además, si los datos fueran estacionarios en primeras diferencias, tal y como se presupone en su estudio, las estimaciones no serían correctas, puesto que no utiliza para la obtención de los parámetros (ni para los contrastes de hipótesis ni para los contrastes de mala especificación) las recientes técnicas econométricas desarrolladas para el caso de regresiones de variables integradas o I(1), en un contexto de cointegración en el sentido de Engle y Granger (1987). Todo ello delimitaría la validez de los resultados obtenidos en este trabajo.

4.3. Aplicación del modelo para la economía española

En esta sección se estima el modelo intertemporal de consumo efectivo propuesto, utilizando datos anuales de la economía española para el periodo 1964-1995. La complementariedad o sustituibilidad entre el consumo privado y el gasto público será contrastada en dos casos, separando el gasto público en bienes y servicios (consumo público) del gasto público en inversión (inversión pública). Todas las variables son medidas en términos reales per cápita y en logaritmos.

a) Estacionariedad de las variables

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad.

En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia (12), el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (13), cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller. Los resultados de estos contrastes se presentan en el cuadro 2. En primer lugar, para ambos conjuntos de contrastes de estacionariedad se concluye que la variable ig_t es estacionaria en primeras diferencias, o $I(1)$. Los test de KPSS son contradictorios y muestran que esta variable puede ser $I(0)$ o $I(1)$, dependiendo de si se incluye o no una tendencia en la regresión.

CUADRO 2
TEST DE RAICES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD^a

Variable	Phillips-Perron Test ^b			KPSS Test ^c	
	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	η_{μ}	η_{τ}
c_t	-2.20	-2.90*	4.81	0.622*	0.125*
g_t	-1.47	-3.87***	6.86	0.645**	0.167**
ig_t	-2.00	-1.11	1.22	0.557**	0.106
yd_t	-2.72	-3.01**	3.94	0.604**	0.121*

a. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente.

b. Los test de Phillips y Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), tabla 8.5.2.

c. La varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Bartlett (τ) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo es elegido de acuerdo con el valor de $\tau = \text{INT}(T^{1/2})$, en nuestro caso 5. Los valores críticos provienen de Kwiatkowski et al. (1992).

Valores críticos:

	10%	5%	1%
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-3.24	-3.60	-4.38
$Z(t_{\alpha^*})$	-2.62	-3.00	-3.75
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1.60	-1.95	-2.66
η_{μ}	0.347	0.463	0.739
η_{τ}	0.119	0.146	0.216

En segundo lugar, para las variables c_t , g_t y yd_t el test de Phillips-Perron $Z(t_{\alpha^*})$ muestra que, en una primera aproximación, se puede rechazar que tales variables sean $I(1)$ frente a la alternativa de que son $I(0)$, al 10 por 100, 1 por 100 y 5 por 100, respectivamente. En este caso, los test KPSS se inclinan a rechazar la hipótesis de estaciona-

riedad para las cuatro variables, bajo distintos grados de significatividad y bajo ambos supuestos (con o sin tendencia).

(12) Véase al respecto los trabajos de Dejong et al. (1992) y Perron (1991).
(13) En adelante test KPSS.

No obstante, el hecho de que las cinco variables objeto de estudio muestren en su senda temporal posibles cambios en la media (14), no permite extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad utilizando tan sólo en los contrastes de Phillips y Perron y KPSS. Como ha señalado Perron (1989, 1990), los cambios estructurales en series temporales hacen que el primer tipo de contrastes muestren problemas cuando existe una ruptura (instantánea o gradual) en algún punto de la muestra. Una vía alternativa para determinar el orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Zivot y Andrews (1992) y 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 (15). Además, para las cuatro variables, los test de Phillips-Perron son contradictorios, puesto que indican simultáneamente que la variable puede ser I(2) (16) e I(0), (o I(1) para la serie ig_t). Perron (1989, 1990) ha señalado también que este resultado puede deberse a que los test de Phillips y Perron están sesgados al no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria cuando

las series presentan cambios en la media. También en este caso se utilizarán los test de raíces unitarias de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b).

En el cuadro 3 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambios estructurales, con la hipótesis nula 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) bajo dos modelos alternativos: a) cuando el cambio se supone gradual (IOM); y b) cuando el cambio es instantáneo (AOM); y bajo tres hipótesis: i) cambio en el nivel de la serie (A), ii) cambio en el nivel y la pendiente (C) y iii) cambio en la pendiente (B). En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones relativas al parámetro de raíz unitaria, α , y su respectivo estadístico t_{α} , en el que se contrasta si $\alpha = 1$. La aplicación de los contrastes de raíz unitaria con cambios en la media para las cuatro series objeto de estudio, indican que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada al 1 por 100 de significatividad, por lo que estas variables serían I(1) (17).

CUADRO 3

CONTRASTE DES RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA (1964-1995)

82

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	\hat{t}_{α}
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 5)								
c_t	AOM-A	1971	3	0.01 (13.36)		0.14 (5.41)	0.27	-3.37
	AOM-C	1977	2	0.04 (22.42)		0.19 (5.67)	0.47	-4.03
	AOM-B	1970	2	0.05 (10.39)			0.67	-3.41
	IOM-A	1970	2	0.005 (3.13)	-0.02 (-1.04)	0.04 (2.42)	0.68	-3.46
	IOM-C	1974	3	0.01 (3.19)	-0.03 (-1.99)	0.12 (2.53)	0.61	-3.33
g_t	AOM-A	1970	2	0.04 (32.00)		0.15 (4.98)	0.58	-2.54
	AOM-C	1974	4	0.06 (22.95)		0.34 (10.61)	-0.11	-4.16
	AOM-B	1975	4	0.07 (35.23)			-0.23	-4.66*
	IOM-A	1971	2	0.01 (2.38)	-0.03 (-1.26)	0.05 (2.28)	0.62	-2.67
	IOM-C	1974	2	0.04 (3.48)	-0.05 (-1.74)	0.25 (3.29)	0.27	-3.63

(14) Véase gráficos de las series en el apéndice I.

(15) Véase para más detalles el apéndice 2.

(16) Los resultados de los test para I(2) vs. I(1) no se presentan aquí, pero están disponibles previa petición a los autores.

(17) La única duda sería el caso de la serie g_t en el que, utilizando el modelo AOM-B se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, aunque sólo al 10 por 100.

CUADRO 3 (Continuación)
CONTRASTE DES RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA (1964-1995)

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}$	θ	$\hat{\alpha}$	\hat{t}_{α}
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 5)								
igt	AOM-A	1984	2	0.02 (4.31)		0.46 (4.59)	0.29	-3.69
	AOM-C	1984	2	0.02 (3.73)		0.15 (0.39)	0.27	-3.56
	AOM-B	1976	1	0.01 (1.53)			0.64	-2.47
	IOM-A	1986	5	0.02 (3.28)	-0.45 (-2.70)	0.44 (3.20)	-0.14	-4.49
	IOM-C	1987	5	0.01 (3.22)	-0.08 (-0.48)	0.19 (0.21)	-0.34	-3.38
ydt	AOM-A	1970	4	0.01 (10.05)		0.17 (5.49)	0.69	-2.75
	AOM-C	1976	1	0.04 (15.95)		0.25 (5.97)	0.68	-2.89
	AOM-B	1970	1	0.06 (9.08)			0.76	-2.84
	IOM-A	1970	5	0.007 (4.05)	-0.04 (-1.81)	0.09 (2.85)	0.47	-4.21
	IOM-C	1971	5	0.05 (1.67)	-0.001 (0.08)	0.40 (1.69)	0.48	-3.57

NOTAS: Los estadísticos t entre paréntesis. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10 por 100, 5 por 100 y del 1 por 100, respectivamente. Los valores críticos son:

Modelo:	1%	5%	10%	Fuente:
AOM-A:	-5.71	-5.16	-4.86	Vogelsang y Perron (1994), tabla 1A
AOM-C:	-6.16	-5.49	-5.18	Vogelsang y Perron (1994), tabla 2A
AOM-B:	-5.45	-4.83	-4.48	Perron (1994), tabla 3A
IOM-A:	-5.92	-5.23	-4.92	Perron (1994), tabla 1A
IOM-C:	-6.32	-5.59	-5.29	Perron (1994), tabla 2A

b) *Estimación del modelo bajo el supuesto de cointegración*

Para examinar si existe evidencia de cointegración entre el consumo privado y las dos variables representativas del gasto público, se aplican contrastes de cointegración basados en la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, como los propuestos recientemente por Shin (1994). Este autor aplica en dos etapas los test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. Para la primera etapa, se estima una ecuación dinámica de largo plazo que incluye los valores retardados y futuros de las variables explicativas, con o sin tendencia lineal (cointegración estocástica o determinística). Este procedimiento de estimación de la relación de cointegración dinámica ha sido elaborado por Stock y

Watson (1993), y se conoce como la regresión DOLS (18). En nuestro caso:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \theta gp_t + \sum_{j=-q}^q \phi_j \Delta gp_{t-j} + v_t \quad [13a]$$

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

donde las variables están medidas en logaritmos, c_t representa el consumo privado real *per cápita* y gp_t los dos tipos de gasto público en términos reales y *per cápita*: consumo público, g_t , y la inversión pública, ig_t . La primera versión del modelo supone cointegración determinística ($\alpha_1 = 0$), mientras que la segunda implica cointegración estocástica ($\alpha_1 \neq 0$) (19).

Por último, la tercera y cuarta versión incluyen en ambas relaciones la variable renta disponible neta real *per cápita*, yd_t , en la línea de lo apuntado por Graham (1993):

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \theta gp_t + \alpha_2 yd_t + \sum_{j=-q}^q \varphi_j \Delta gp_{t-j} + \sum_{j=-q}^q \xi_j \Delta yd_{t-j} + v_t \quad [13b]$$

En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular dos estadísticos de Lagrange LM, C_μ (cointegración determinística) y C_τ (cointegración estocástica), de la misma manera que los contrastes de raíces unitarias KPSS.

La aplicación de los contrastes de cointegración de Shin (1994) a las ecuaciones [13a] y [13b] con el método de Stock y Watson (1993), aparece en el cuadro 4. En primer lugar, los resultados sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración (determinística o estocástica) entre el consumo privado y el consumo público. Además, no es necesario incluir la renta neta disponible de las familias. En este caso, el valor positivo del parámetro estimado en las relaciones de cointegración determinística y estocástica (0.44 y 1.12, respectivamente) implica que consumo privado y consumo público son sustitutos o «rivales» (20).

En segundo lugar, los contrastes muestran que existe una relación de cointegración determinística entre el consumo privado

CUADRO 4

ESTIMACIÓN DE LAS RELACIONES DE LARGO PLAZO [13a] Y [13b]
CONTRASTES DE HIPÓTESIS NULA DE COINTEGRACIÓN DE STOCK-WATSON-SHIN^a
VARIABLE DEPENDIENTE: c_t (1964-1995)

	Cointegración determinística			Cointegración estocástica		
	g_t	$[g_t, yd_t]$	ig_t	g_t	$[g_t, yd_t]$	ig_t
C_μ	0.136	0.172*	0.203	—	—	—
C_τ	—	—	—	0.086	0.173***	0.111**
θ	0.44	0.23	0.45	1.12	0.26	-0.03

a. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10 por 100, 5 por 100 y del 1 por 100, respectivamente.

b. El número de valores retardados y futuros, q , se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $\text{INT}(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3. C_μ y C_τ son los estadísticos LM_{SHIN} sobre los residuos de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística y estocástica, respectivamente.

c. La varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Bartlett (l) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo es elegido de acuerdo con el valor de $l = \text{INT}(T^{1/2})$, en nuestro caso 5. Los valores críticos son tomados de Shin (1994). N = número de variables explicativas.

Valores críticos:

	1%	5%	10%
C_μ N=1:	0.231	0.314	0.533
N=2:	0.163	0.221	0.380
C_τ N=1:	0.097	0.121	0.184
N=2:	0.081	0.101	0.150

(19) La regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el segundo caso incluye una constante y una tendencia lineal. El primer caso se trata de «cointegración determinística», que implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables. El segundo caso implica que la combinación lineal estacionaria de las variables $I(1)$ tiene una tendencia lineal no cero, correspondiendo al caso de «cointegración estocástica». Para más detalle véase Ogaki y Park (1989).

y la inversión pública. En este caso, el valor del parámetro θ es también positivo (0.45) lo que significa que consumo privado e inversión pública son también sustitutos o «rivales».

(20) Si se incluye la renta neta disponible en la relación de cointegración (determinística y estocástica) es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración entre consumo privado y público.

Por otro lado, Hansen (1992) propone una batería de test para contrastar la constancia de los parámetros en relaciones de cointegración con variables I(1): los test L_c , MeanF y SupF (21). La aplicación de los contrastes de Hansen (1992) para la estimación de las tres relaciones de cointegración encontradas anteriormente aparecen en el cuadro 5. En primer lugar, los resultados sugieren

CUADRO 5
CONTRASTES DE ESTABILIDAD DE LOS PARÁMETROS DE LA REGRESIÓN DE COINTEGRACIÓN:
TEST DE HANSEN^a
VARIABLE DEPENDIENTE: c_t (1964-1995)

	Cointegración determinística		Cointegración estocástica
	g_t	ig_t	g_t
L_c^b	0.124	2.244***	0.611
MeanF ^b	2.299	22.99***	10.93***
SupF ^b	11.92	42.14***	57.30***
θ	0.54	0.49	1.20

a. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10 por 100, 5 por 100 y del 1 por 100, respectivamente.

b. Contrastes basados en las estimaciones de largo plazo de Phillips y Hansen (1990) y Hansen (1992) según el procedimiento sugerido por Andrews (1991). Los valores críticos son tomados de Hansen (1992). N= número de variables explicativas

Valores críticos:

		Cointegración determinística			Cointegración estocástica		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
L_c^b	N = 1	0.556	0.690	1.03	0.625	0.778	1.13
MeanF	N = 1	5.18	6.17	8.50	6.58	7.69	10.3
SupF	N = 1	13.0	14.08	18.6	15.3	17.3	21.4

para los tres test que no es posible rechazar la hipótesis nula de constancia a largo plazo de los parámetros estimados para el caso de la relación de cointegración determinística entre consumo privado y público (22). En este caso, el valor positivo del parámetro θ estimado (0.54) está muy próximo al obtenido por el método de Stock-Watson-Shin. En segundo lugar, los contrastes MeanF y SupF permiten rechazar la hipótesis de estabilidad en el caso de la cointegración estocástica entre consumo privado y público, por lo que existirían dudas sobre esta relación de largo plazo. Por último, los tres contrastes de Hansen (1992) rechazan claramente la hipótesis de estabilidad para el caso de la cointegración determinística entre consumo privado e inversión pública, por lo que esta relación quedaría descartada.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha profundizado en el estudio de algunos efectos clave de la política fiscal sobre el consumo privado y la demanda agregada en la economía española, utilizando un enfoque de optimización intertemporal del consumo efectivo de un agente representativo. El trabajo trata de contestar a la cuestión de si el gasto público agregado (en consumo y en inversión) es sustitutivo (efecto *crowding-out*) o complementario (efecto *crowding-in*) del consumo privado. Este tema es de vital importancia para la política económica, ya que la existencia de *crowding-out* tiende a reducir la efectividad de la política fiscal en su vertiente de gasto público como mecanismo de estabilización keynesiana. Para tal fin, se utilizan datos anuales de la economía española que comprenden el período 1964-1995 y se aplican recientes técnicas econométricas de raíces unitarias y cointegración.

(21) Para más detalle véase apéndice 3.

(22) Además, como indica Hansen (1992), el contraste L_c puede también ser interpretado como un test cuya hipótesis nula es la de cointegración.

Los resultados indican, por un lado, que el consumo privado y el consumo público mantienen una relación de cointegración determinística en el largo plazo que además es estable en el tiempo. Adicionalmente, esta relación puede ser mejor descrita como de «sustituibilidad», al haber sido estimado un parámetro cuyo valor es positivo ($\theta = 0.44$). Desde el punto de vista económico, ello significa que un crecimiento del gasto público en consumo tiende a reducir la utilidad marginal del consumo privado. En el caso de la inversión pública, se ha encontrado una relación de cointegración determinística con el consumo privado, aunque la inestabilidad de los parámetros de largo plazo estimados imponen serias dudas sobre la validez del parámetro de «sustituibilidad» estimado ($\theta = 0.45$).

Desde el punto de vista de la política económica, esta evidencia implicaría que el consumo público podría provocar un efecto *crowding-out* sobre la demanda agregada, vía el consumo privado (23). Ello impone la necesidad de tener en cuenta la hipótesis de sustituibilidad entre consumo público y consumo privado a la hora de diseñar las políticas de ajuste fiscal. En concreto, la evidencia empírica presentada sugiere la posibilidad de hacer compatible la política fiscal restrictiva (a través de la reducción del consumo público) con la recuperación económica. De este modo, no sólo se estaría ante un camino de reducción del déficit público, sino que además se trataría de utilizar una vía complementaria de recuperación del consumo privado de la economía española.

En cualquier caso, estos resultados deben tomarse como una primera aproximación al complejo tema de los efectos expulsión de la política fiscal, en este caso del consumo privado. Posibles extensiones del trabajo deberían profundizar en la hipótesis de sustituibilidad o complementariedad para los diferentes tipos de gasto en consumo privado (bienes duraderos, no duraderos), del gasto público en consumo (gasto en bienes y servicios, pagos por transferencias y subsidios, etc.) y de la inversión pública (inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones, y otro tipo de inversiones).

Apéndice I. Fuentes y datos

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española durante el período 1964-1995, procedentes de la Contabili-

dad Nacional y, en concreto, de las Cuentas Financieras de la Economía Española elaboradas por el Banco de España y del Boletín Estadístico del Banco de España en cinta magnética. Las variables nominales se han deflactado utilizando el deflactor del PIB y han sido transformadas en términos *per cápita* normalizandolas por la población total española. En el estudio todas las variables son medidas en logaritmos.

- C_t : Consumo privado en términos nominales. Fuente: Banco de España (1996), Ministerio de Economía y Hacienda (1996) y Molinas et al. (1991).
- G_t : Consumo público en términos nominales. Fuente: Banco de España (1996), Ministerio de Economía y Hacienda (1996) y Molinas et al. (1991).
- I_t : Inversión pública en términos nominales. Fuente: Banco de España (1996), Ministerio de Economía y Hacienda (1996) y Molinas et al. (1991).
- YD_t : Renta disponible neta de las familias en términos nominales. Fuente: Banco de España (1996), Ministerio de Economía y Hacienda (1996) y Molinas et al. (1991).
- P_t : Deflactor del P.I.B. a coste de los factores, base 1986. Fuente: Banco de España (1996), Ministerio de Economía y Hacienda (1996) y Molinas et al. (1991).
- Pob_t : Población total española. Fuente: I.N.E. (1996) y Molinas et al. (1991).
- c_t : Consumo privado real *Per cápita*. Fuente: elaboración propia.
- g_t : Consumo público real *per cápita*. Fuente: elaboración propia.
- ig_t : Inversión pública real *per cápita*. Fuente: elaboración propia.
- yd_t : Renta disponible neta real *per cápita*. Fuente: elaboración propia.

(23) No obstante, numerosos estudios disponibles para la economía española muestran que habría un efecto *crowding-in* compensatorio sobre la demanda agregada, cuyo origen sería el efecto positivo de la inversión pública sobre la inversión privada. A este respecto, véase los trabajos de Argimón, González-Páramo, Martín y Roldán (1994a, 1994b) y Argimón, González-Páramo y Roldán (1995), los cuales presentan evidencia de complementariedad entre inversión pública e inversión privada para la economía española.

GRÁFICO A.1

CONSUMO PRIVADO REAL PER CAPITA
[Ct]

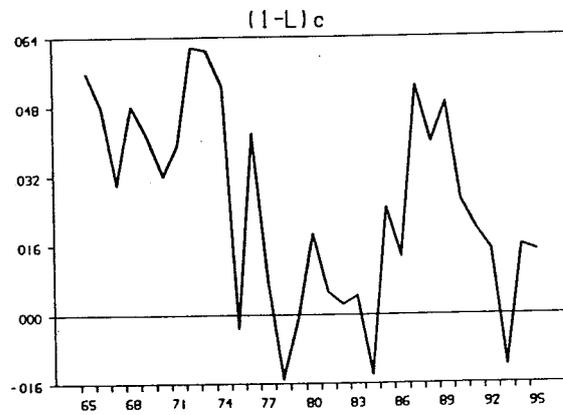
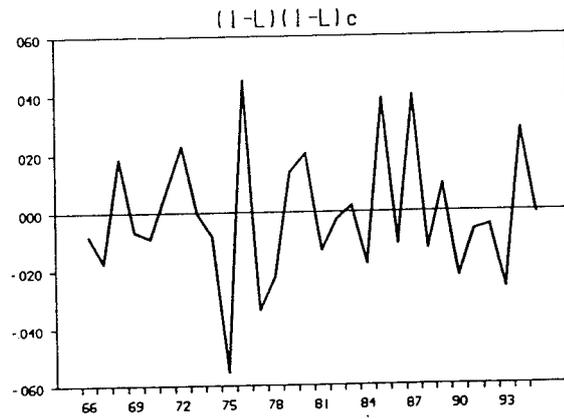
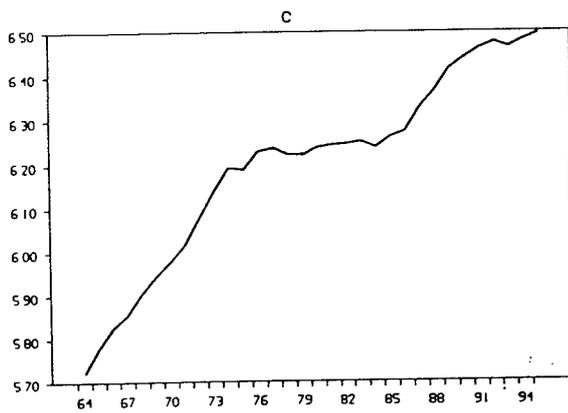


GRÁFICO A.2

CONSUMO PÚBLICO REAL PER CAPITA
[8^t]

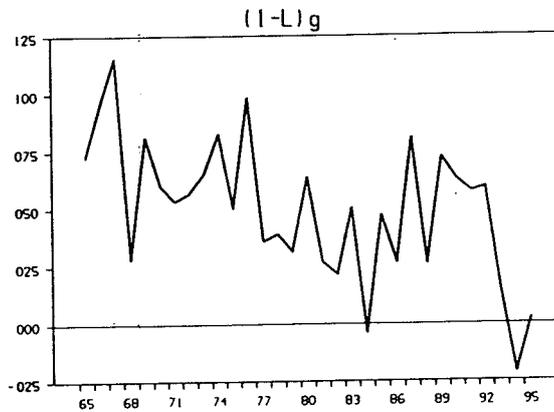
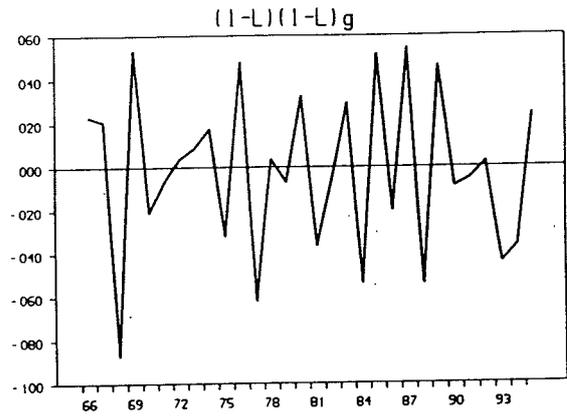
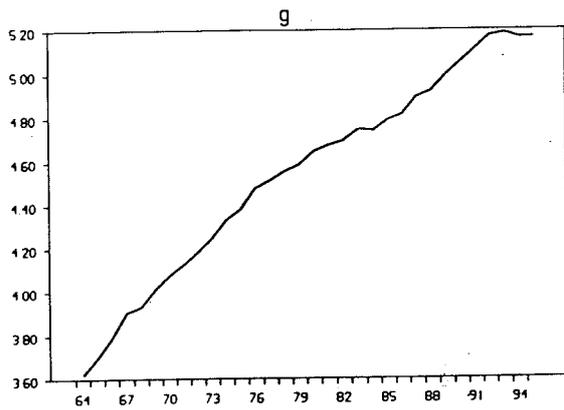


GRÁFICO A.3

INVERSIÓN PÚBLICA REAL PER CAPITA
[8t]

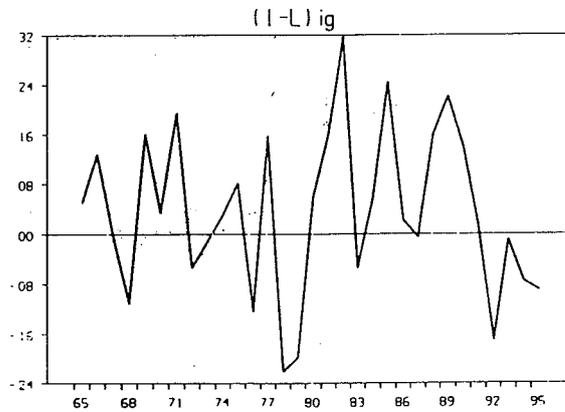
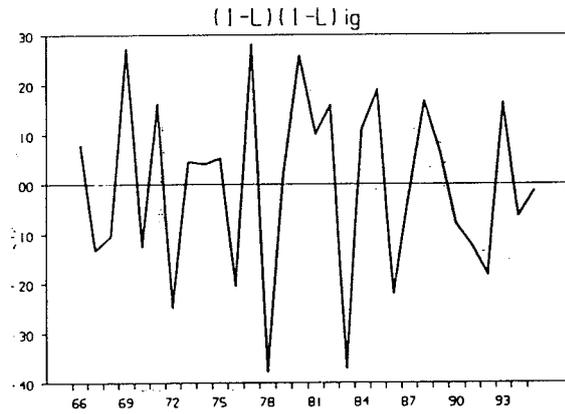
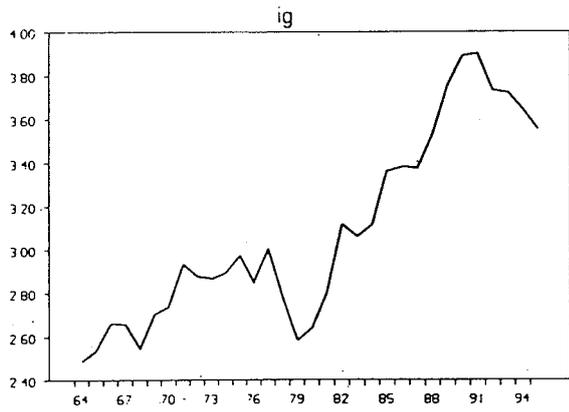
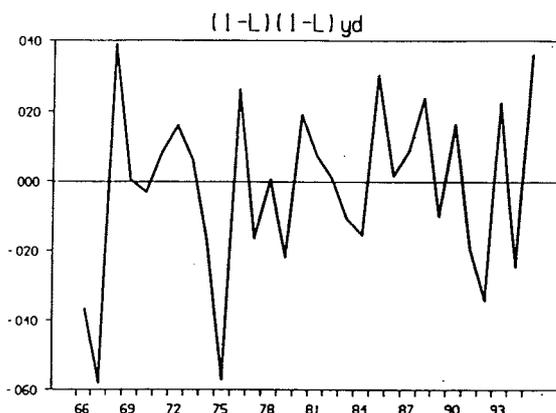
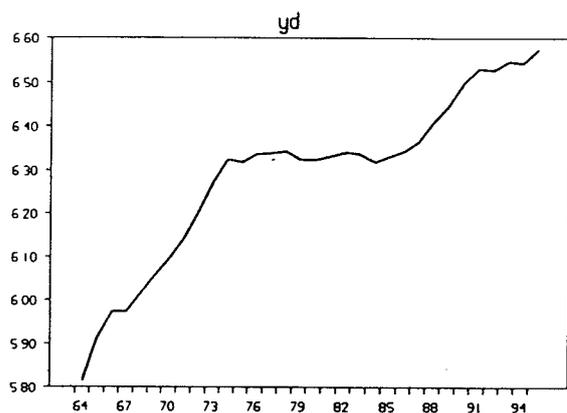
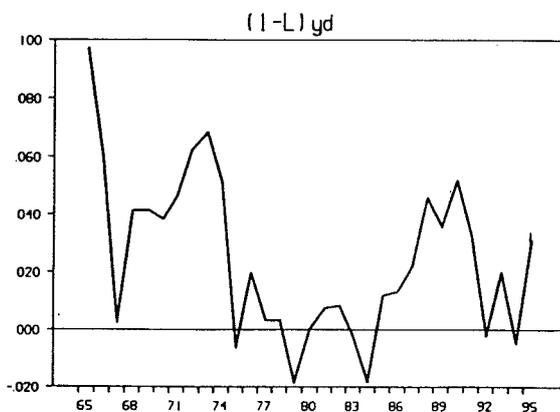


GRÁFICO A.4

RENDA DISPONIBLE NETA REAL PER CAPITA
[ydt]



90



Apéndice 2. Contrastes de raíces unitarias con cambios en la media

En el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982) se encontró que la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* aleatorios tienen un efecto de carácter permanente y que las fluctuaciones son de carácter no transitorio. Perron (1989, 1990) ha sugerido que esta evidencia puede ser debida a la presencia de importantes cambios estructurales en la función tendencial de las series. Su enfoque se basa en la contrastación de las raíces unitarias incluyendo la posibilidad de que haya un cambio estructural conocido en la función tendencial de la serie y_t . Los cambios pueden ser de tres tipos: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la pendiente, o ambos simultáneamente (véase las expresiones A.2.1, A.2.2 y A.2.3). Este enfoque está basado en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975). Perron (1989) considera en los tres casos la hipótesis nula de raíz unitaria con un cambio estructural en el momento temporal $I < T_b < T$:

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu + \delta D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad [A.2.1]$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + y_{t-1} + e_t \quad [A.2.2]$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + y_{t-1} + e_t \quad [A.2.3]$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario; $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

Mientras que la hipótesis alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia (con un cambio estructural en un punto de la muestra no conocido) viene dada en cada caso por:

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t \quad [A.2.4]$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + e_t \quad [A.2.5]$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + e_t \quad [A.2.3]$$

donde $DT_t^* = t - T_b$ si $t > T_b$, y = en caso contrario.

Más recientemente otros estudios han extendido estos trabajos de Perron (1989, 1990) en varias direcciones: (i) desarrollando procedimientos de contrastación para el caso en el que el punto de ruptura no es conocido [Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lunsdaine y Stock (1992), Perron (1990, 1994) y Vogelsang y Perron (1994)]; (ii) analizando la robustez de la hipótesis de raíz unitaria encontrada en trabajos previos [Christiano (1992), Perron (1990, 1994) y Vogelsang y Perron (1994)].

En nuestro trabajo se supone, como en Zivot y Andrews (1992), Vogelsang y Perron (1994a) y Perron (1994) que el punto de ruptura de la serie no es conocido a priori, utilizando un método en el que se endogeneiza su búsqueda. En síntesis, el procedimiento está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por MCO) que son apropiadamente aumentadas con variables ficticias que recogen los cambios en la media. Los test 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 (1992).

Perron (1994) reescribe los modelos A y C en forma de «innovational outlier models». 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 las expresiones:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.7]$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.8]$$

En los dos casos se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie (modelo A) o al nivel y a la pendiente de la función tendencial (modelo C) de manera gradual, es decir, existe un periodo de transición en el cambio en la media de la variable.

Para el caso en el que los cambios recogidos en los modelos A, B y C se produzcan de manera instantánea, el procedimiento de contrastación se realiza en dos etapas, debido a que la representación elegida se basa en un «additive outlier model». Ahora pueden plantearse tres casos: cuando se produce un cambio en el nivel de la serie (véase expresión [A.2.9]), en el nivel y la pendiente (véase expresión [A.2.9']), o sólo en la pendiente (véase expresión [A.2.9'']). Así, en la primera etapa, la función tendencial de la serie se estima y elimina de la serie original, respectivamente, a través de las siguientes regresiones:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \tilde{y}_t \quad [A.2.9]$$

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad [A.2.9']$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad [A.2.9^{**}]$$

Para el caso de los modelos A y C, ahora el test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contratar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha = 1$) en la siguiente expresión:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.10]$$

En lo que respecta al modelo B la segunda etapa es similar, salvo que no es necesario introducir la variable «dummy» que recoge el punto de ruptura:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.10']$$

En las tres regresiones 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 y Vogelsang (1992) y Perron (1994), método que endogeneiza la elección de T_b . Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $t_{\alpha i}(\lambda)$, donde $i = A, B, C$. Estos estadísticos dependen de la ubicación del punto de ruptura $\lambda = T_b/T$, donde T es el tamaño de la muestra. Utilizando dichos estadísticos se elige el que minimiza el valor del estadístico t para contratar que $\alpha^i = 1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones [A.2.1], [A.2.2] y [A.2.3] si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha i}(\lambda) < \kappa_{\inf, \alpha}^i, \quad i = A, B, C, \quad [A.2.11]$$

donde $\kappa_{\inf, \alpha}^i$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha i}(\lambda)$ dada Zivot y Andrews (1992), para una fracción de ruptura $\lambda = T_b/T$, cuyo rango varía entre $j = 2/T$ y $j = (T-1)/T$ (este rango corresponde a una valor de $A = [0.06, 0.97]$ para $T = 32$) y para un nivel de significatividad α .

En segundo lugar, Zivot y Andrews (1992) determinan el valor del número de retardos k utilizando el método propuesto inicialmente por Perron (1989) y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992a, 1992b). Este método consiste en fijar a priori un valor máximo de $k = k_{max}$ y elegir el primer valor de k tal que el estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo de la autorregresión estimada sea significativo. De acuerdo

con Perron (1994), el procedimiento selecciona el valor de k (dado 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 autocorrelación de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta el orden máximo de k , k_{max} , elegido a priori.

Apéndice 3. Contrastes de inestabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración de Hansen (1992)

En este apéndice se describen brevemente los test desarrollados por Hansen (1992) para medir la inestabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración. La ventaja de estos test es que no se requiere especificar exógenamente la posible observación de la muestra donde ha ocurrido el cambio estructural.

En el método de estimación de cointegración sugerido en Hansen (1992), se considera la variable y_t y un conjunto de variables representadas por el vector x_t , las cuales están cointegradas y cuya relación de cointegración viene dada por la expresión siguiente (24):

$$Y_t = \delta x_t + \varepsilon_t \quad [A.3.1]$$

donde:

$$\begin{aligned} t &= 1, \dots, T \\ x_t &= (x'_{1t}, x'_{2t})' \\ x_{1t} &= 1 \\ x_{2t} &= x_{2t-1} + \tau_t \end{aligned} \quad [A.3.2]$$

En los dos primeros test de inestabilidad, F_t y $SupF$, la hipótesis alternativa es que existe un único cambio estructural en el momento t:

$$\begin{cases} \delta_{1,i} & i \leq t \\ \delta_{2,i} & i \leq t \end{cases} \quad [A.3.3]$$

Por lo que respecta al primer test de inestabilidad, F_t , se supone que t es conocido, y el contraste se basa en la siguiente expresión:

$$F_t = \text{trace} \left\{ \hat{S}'_t V_t^{-1} \hat{S}_t \hat{\Omega}_{\varepsilon, t}^{-1} \right\} \quad [A.3.4]$$

(24) Para más detalles, véase Phillips y Hansen (1990).

donde, $\hat{\xi}_t$ y V_t son, respectivamente:

$$\hat{\xi}_t = \sum_{i=1}^t \left(x_i \varepsilon_i^+ - \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{te}^+ \end{bmatrix} \right) \quad [A. 3. 5]$$

$$V_t = \sum_{i=1}^t x_i x_i' - \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \quad [A. 3. 6]$$

Bajo la hipótesis nula de estabilidad del parámetro δ_t , este contraste se distribuye como una χ^2 con grados de libertad equivalentes al número de variables del vector de cointegración (número de filas en el vector x_t). Este contraste es equivalente al test clásico de Chow. No obstante, como Hansen (1992) muestra, este estadístico es válido sólo cuando t puede ser elegido independientemente del tamaño de la muestra, por lo que el mismo tiene un bajo poder.

Por esta razón, Hansen propone un segundo contraste en el cual se supone que el punto de ruptura t del parámetro δ_t no es conocido, siendo el test simplemente el valor máximo del estadístico F anterior:

$$\text{SupF} = \sup_t F_t \quad [A. 3. 7]$$

donde t_s es un número entero perteneciente al intervalo $[0.15T, 0.85T]$. Los valores críticos tabulados para este test pueden encontrarse en la tabla 1 de Hansen (1992). Este contraste resulta eficaz para detectar un modelo en el que el parámetro de largo plazo estimado cambia bruscamente.

En el tercer y cuarto contraste de inestabilidad de Hansen se considera que el parámetro δ_t sigue un proceso de tipo martingala que viene dado por la expresión:

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \vartheta_t \quad [A.3.8]$$

En estos dos test, se supone, bajo la hipótesis nula, que el proceso martingala tiene media y varianza nula, mientras que la hipótesis alternativa es que la varianza no es nula.

Bajo estas premisas, el tercer test de Hansen viene dado por la expresión:

$$\text{MeanF} = 1/T_s \sum_t F_t \quad [A. 3. 9]$$

y sus valores críticos tabulados aparecen en la tabla 2 de Hansen (1992). Este test resulta útil para representar un modelo en el cual el parámetro estimado se desplaza en el tiempo suave o gradualmente.

Por último, el cuarto test de inestabilidad de Hansen considera un proceso distinto de martingala, tomando el contraste propuesto la forma de la expresión:

$$L_c = \text{trace} \left[\left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right)^{-1} \sum_{i=1}^t S_i \Omega_{\varepsilon, \tau}^{-1} S_i' \right] \quad [A. 3. 10]$$

el cual es un estadístico LM de Lagrange.

La ventaja de este test respecto al contraste Mean F, es que no requiere especificar un intervalo para el rango posible de t . Los valores críticos tabulados para este estadístico se encuentran en la tabla 3 de Hansen (1992).

Resulta importante señalar que este test L_c es también un contraste de cointegración, cuya hipótesis nula es que existe cointegración, mientras que la hipótesis alternativa es la ausencia de la misma.

BIBLIOGRAFÍA

- AHMED, S. (1986): «Temporary and Permanent Government Spending in a Open Economy: Some Evidence for the United Kingdom», *Journal of Monetary Economics* 17, pp. 197-224.
- AYAGARI, S. R., CHRISTIANO, L. J. y EICHENBAUM, M. (1992): «The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption», *Journal of Monetary Economics* 30, pp. 73-86.
- AMANO, R. A. y WIRJANTO, T. S. (1994): «An Empirical Investigation into Government Spending and Private Sector Behaviour», *Working Paper* 94-8, Bank of Canada.
- ARGIMÓN, I. (1996): «El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la Unión Europea», *Estudios Económicos*, núm. 55, Servicios de Estudios, Banco de España.
- ARGIMÓN, I., GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., MARTÍN, M. J. y ROLDÁN, J. M. (1994a): «El papel de las infraestructuras en la producción privada», *Boletín Económico*, Banco de España, pp. 67-71.
- ARGIMÓN, I., GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M., MARTÍN, M. J. y ROLDÁN, J. M. (1994b): «El papel de las infraestructuras en la producción privada», *Moneda y Crédito*, núm. 198, pp. 207-241.
- ARGIMÓN, I., GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. y ROLDÁN, J. M. (1995): «Gasto público, productividad del capital e inversión: evidencia para el caso español», *Hacienda Pública Española*, pp. 117-130.
- ASCHAUER, D. A. (1985): «Fiscal policy and aggregate demand», *American Economic Review* 75, pp. 117-127.

- ASCHAUER, D. A. (1989): «Is Public Expenditure Productive?», *Journal of Monetary Economics* 23, pp. 177-200.
- BAILEY, M. J. (1971): *National Income and the Price Level*, McGraw-Hill, New York.
- BANCO DE ESPAÑA (1996): *Cuentas Financieras de la Economía Española* (1986-1995), Madrid.
- BANERJEE, A. LUMSDAINE, R. L. y STOCK, J. H. (1992): «Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 271-287.
- BARRO, R. J. (1974): «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy* 82, pp. 1095-1117.
- BARRO, R. J. (1981): «Output Effects of Government Purchases», *Journal of Political Economy* 84, pp. 343-350.
- BARRO, R. J. (1989): «The Neoclassical Approach to Fiscal Policy», en R. J. Barro (ed.): *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press.
- BAXTER, M. y KING, R. G. (1993): «Fiscal Policy in General Equilibrium», *American Economic Review* 83, pp. 315-334.
- BEAN, C. R. (1986): «The estimation of surprise models and the surprise consumption function», *Review of Economic Studies* 53, pp. 497-516.
- BOX, G. E. P., TIAO, G. C. (1975): «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems», *Journal of the American Statistical Association* 70, pp. 70-79.
- BUTER, W. y TOBIN, J. (1979): «Debt neutrality: a brief review of doctrine and evidence», en G.M. Von Furstenberg (ed.): *Social security versus private saving*, Ballinger, Cambridge, Massachusetts.
- CAMPBELL, J. Y. y MANKIW, G. N. (1990): «Permanent Income, Current Income, and Consumption», *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 265-279.
- CHRISTIANO, L. J. (1992): «Searching for breaks in GNP», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 237-250.
- CHRISTIANO, L. J. y EICHENBAUM, M. (1992): «Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations», *American Economic Review* 82, pp. 430-450.
- CONSTANTINIDES, G. M. (1990): «Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle», *Journal of Political Economy* 98, pp. 519-543.
- DE JONG, D. N. J., NANKERVIS, J. C., SAVIN, N. E. y WHITEMAN, C. H. (1992): «Integration versus trend stationary in time series», *Econometrica* 60, pp. 423-433.
- DEVEREUX, M. B., HEAD, A. C., y LAPMAN, B. J. (1995): «Monopolistic Competition, Increasing Returns, and the Effects of Government Spending», *Discussion Paper*, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canadá.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- FELDSTEIN, M. (1982): «Government deficits and aggregate demand», *Journal of Monetary Economics* 9, pp. 1-20.
- FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, New York.
- GRAHAM, F. C. (1993): «Fiscal Policy and Aggregate Demand: Comments», *American Economic Review* 83, pp. 659-666.
- GRAHAM, F. C. y HIMARIOS, D. (1991): «Fiscal policy and private consumption: Instrumental variables tests of the consolidated approach», *Journal of Money, Credit and Banking* 23, pp. 53-67.
- HALL, R. (1978): «Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy* 86, pp. 971-987.
- HANSEN, B. E. (1992): «Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 321-335.
- I.N.E. (1996): *Boletín Mensual de Estadística*, enero.
- KARRAS, G. (1994): «Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence», *Journal of Money, Credit and Banking* 26, pp. 9-22.
- KORMENDI, R. C. (1983): «Government Debt, Government Spending and Private Sector Behaviour», *American Economic Review* 73, pp. 994-1010.
- KWATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root», *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
- LEIDERMAN, L. y RAZIN, A. (1988): «Testing Ricardian Neutrality with an Inter-temporal Stochastic Model», *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, pp. 1-21.
- LEIDERMAN, L. y RAZIN, A. (1991): «Determinants of External Imbalances: The Role of Taxes, Government Spending, and Productivity», *Journal of the Japanese and International Economies* 5, 421-450.
- MACKINNON, J. G. (1991): «Critical Values for Cointegration Tests», en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.): *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- MARCHANTE, A. J. (1993): «Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, Vol. I, N.º 1, pp. 125-149.
- MCCULLOCH, J. H. (1977): «The Austrian Theory of the Marginal Use and of Ordinal Marginal Utility», *Zeitschrift fuer Nationalökonomie* 37, pp. 249-280.
- Ministerio de Economía y Hacienda (1996): *Base de Datos del MOISEES*, Dirección General de Planificación, junio.
- MODIGLIANI, F. (1986): «Life cycle, individual thrift and the welfare of the nations», *American Economic Review* 76, pp. 297-313.
- MODIGLIANI, F. (1993): «Recent declines in saving: A life cycle perspective» en M. Baldassari, L. Paganetto y E.S. Phelps (eds.): *World saving, prosperity and growth*, St. Martin's Press, New York.
- MOLINAS, C., SEBASTIÁN, M. y ZABALZA, A. (eds.) (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.
- MONADJEMI, M. S. (1993): «Fiscal policy and private investment expenditure: a study of Australia and the United States», *Applied Economics* 25, pp. 143-148.
- NELSON, C. R. y PLOSSER, C. I. (1982): «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.
- NEWBY, W. K. y WEST, K. D. (1987): «A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica* 55, pp. 703-708.
- Ni, S. (1995): «An empirical analysis on the substitutability between private consumption and government purchases», *Journal of Monetary Economics* 36, pp. 593-605.
- OGAKI, M. y PARK, J. Y. (1989): «Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters», *Working Paper N.º 209*, Rochester Center for Economic Research, University of Rochester, Rochester, USA.
- PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica* 57, pp. 1346-1401.
- PERRON, P. (1990): «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean», *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-162.
- PERRON, P. (1991): «Test Consistency with Varying Sampling Frequency», *Economic Theory* 7, pp. 341-368.

- PERRON, P. (1994): «Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables», *Working Paper* N.º 2594, C.R.D.E., Université de Montréal, Canadá.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T. J. (1992a): «Nonstationarity 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): «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.
- PHILLIPS, P. C. B. y HANSEN, B. E. (1990): «Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- RAYMOND, J. L. (1995): «El comportamiento del consumo y la inversión en 1993», *Papeles de Economía Española*, núm. 62, pp. 138-150.
- RAYMOND, J. L. (1996): «El ahorro en España y en los países de la Unión Europea: evolución reciente y sustitución entre ahorro público y privado», *Documentos de Trabajo*, núm. 120, Fundación FIES.
- RAYMOND, J. L. y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1987): «Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *Papeles de Economía Española*, núm. 33, pp. 365-393.
- REID, B. G. (1985): «Aggregate consumption and deficit financing: An attempt to separate permanent from transitory effects», *Economic Inquiry* 23, pp. 475-486.
- SEATER, J. J. y MARIANO, R. S. (1985): «New tests of the life-cycle and tax discounting hypothesis», *Journal of Monetary Economics* 15, pp. 195-215.
- SHIN, Y. (1994): «A Residual-Based Test of Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», *Econometric Theory* 10, pp. 91-115.
- STOCK, J. H. y WATSON, M. W. (1988): «Testing for Common Trends», *Journal of the American Statistical Association* 83, pp. 1097-1107.
- STOCK, J. H. y WATSON, M. W. (1993): «A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica* 61, pp. 783-820.
- VOGELSANG, T. J. y PERRON, P. (1994): «Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time», *Manuscript, Department of Economics*, Cornell University, Ithaca, USA.
- 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.