



Propiedades cíclicas y cambios estructurales en las series fiscales macroeconómicas de la economía española (*)

VICENTE ESTEVE GARCÍA (1)

JUAN SAPENA BOLUFER (2)

CECILIO R. TAMARIT ESCALONA (1)

Recibido: Noviembre 2000

Aceptado: Enero 2001

Resumen

En este trabajo se estudian las propiedades cíclicas de las variables fiscales macroeconómicas de la economía española utilizando la metodología de los «hechos estilizados» de los ciclos económicos. Además, se intenta clasificar los distintos cambios de régimen de la política fiscal española, utilizando recientes contrastes econométricos capaces de captar la existencia de cambios estructurales y detectar endógenamente el posible punto en que se producen.

Palabras clave: finanzas públicas, ciclo económico, propiedades cíclicas, cambios estructurales.

Clasificación del JEL: E3, E6, H3, H6.

Abstract

This paper evaluates the cyclical properties of fiscal macroeconomic variables of Spanish economy by applying the business cycle stylized facts methodology. Thus, we determine the regimes changes of Spanish fiscal policy using recent econometric tests capable of dealing with the possibility of structural changes in a single series and detecting (endogenously) the exact moment of break.

Key words: Public Finances, Business Cycle; Cyclical Properties, Structural Changes.

J.E.L. Classification: E3, E6, H3, H6.

(*) La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del Programa de Ayudas a la Investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y del Programa de Proyectos de Investigación y Desarrollo Tecnológico de la Generalitat Valenciana, Proyecto GV99-135-1-08.

(1) Universidad de Valencia.

(2) Universidad Politécnica de Valencia.

1. Introducción

La creación de la Unión Monetaria en Europa (UME) ha puesto de manifiesto que sus países miembros pueden seguir quedando expuestos a *shocks* transitorios de carácter asimétrico, por lo que la imposibilidad de modificación de la política monetaria nacional y/o del tipo de cambio revitaliza el papel de la política fiscal como política de estabilización, al convertirse ésta en el único instrumento para combatir los *shocks* no permanentes específicos de cada país miembro de la Unión. No obstante, la necesidad de respetar restricciones cuantitativas severas en relación a los déficit presupuestarios puede hacer más difícil la utilización de la política fiscal nacional con fines estabilizadores para compensar los posibles *shocks* negativos de carácter transitorio, especialmente en el caso de que éstos sean específicos. Este problema justifica el que se profundice en el análisis del comportamiento cíclico de las finanzas públicas de los países miembros de la UME, y en nuestro caso, para las variables fiscales macroeconómicas de la economía española.

En un contexto más general, la literatura de las fluctuaciones económicas ha conocido en los últimos años un intenso debate, tanto en lo que hace referencia al origen de las mismas, como a su naturaleza permanente o transitoria, sobre todo desde la aparición del enfoque de los «hechos estilizados» propuesto por Kydland y Prescott (1990). Desde el punto de vista teórico este enfoque está inspirado en la definición teórica de los ciclos económicos propuesta en Lucas (1977), donde se definen los componentes cíclicos de las variables macroeconómicas como las desviaciones de la tendencia estocástica correspondiente al componente del estado estacionario. Desde el punto de vista estadístico, Kydland y Prescott (1990) proponen la aplicación del uso del filtro de Hodrick y Prescott (1997), el cual se utiliza para extraer de las series el componente de crecimiento no observable. En síntesis, se trata de medir la volatilidad relativa de las distintas series macroeconómicas respecto al PIB real, así como la correlación entre el mismo y distintos desfases y adelantos de las series como indicador del grado de conocimiento de las mismas a lo largo del ciclo económico (3).

En el ámbito fiscal esta metodología tiene también interés, ya que en la última década se han llevado a cabo en los países industrializados importantes ajustes fiscales —especialmente en Europa por la exigencias del Tratado de Maastricht y del Pacto de Estabilidad y Crecimiento—, aunque sorprendentemente se ha estudiado poco el impacto o los efectos de las diferentes variables fiscales macroeconómicas sobre el ciclo económico (4). Una notable excepción a esta laguna en la literatura es el trabajo reciente de Fiorito (1997) en el que se estudian las propiedades cíclicas para algunas variables fiscales macroeconómicas del G-7.

(3) Véase aplicaciones en Backus y Kehoe (1992), Danthine y Donaldson (1993), y Fiorito y Kollintzas (1994) a nivel internacional, y en Borondo y González (1997), Dolado, Sebastián y Vallés (1993) y Puch y Liandro (1997) para el caso de la economía española.

(4) En este sentido, recientes trabajos empíricos ponen de manifiesto que el éxito a largo plazo de la consolidación fiscal depende, no sólo de la cuantía del ajuste, sino también de que el mismo se realice vía reducción o no del gasto público (no vía aumento de ingresos públicos), de la composición del gasto público ajustado y, por último, de que se actúe en la fase expansiva del ciclo. Véase al respecto los estudios de Alesina y Perotti (1995, 1996, 1998), Giavazzi y Pagano (1990, 1996) y McDermott y Wescott (1996).

Puesto que las políticas fiscales pueden afectar o reflejar los ciclos económicos, resulta interesante profundizar en el tema y, en particular, tratar de responder a dos cuestiones básicas: i) cómo las variables fiscales responden al ciclo económico; ii) cómo las variables fiscales de carácter discrecional afectan al ciclo económico. En definitiva, la metodología de los «hechos estilizados» puede resultar útil para determinar el papel jugado por las políticas fiscales en relación a los ciclos al ayudar a discriminar entre las políticas fiscales automáticas y las discrecionales. Así, analizando los comovimientos pasados, presentes y futuros entre los componentes cíclicos de las series temporales fiscales y del componente cíclico del PIB real, es posible distinguir qué variables fiscales «siguen» (estabilizadores automáticos) y qué variables se adelantan a los movimientos del PIB real (discrecionales).

En definitiva, el propósito de nuestro trabajo es realizar un estudio de las propiedades cíclicas de las principales variables fiscales macroeconómicas de la economía española con datos históricos del período 1964-1997, con el fin de realizar una comparación con los resultados de Fiorito (1997) para los países del G7. En general, nuestro estudio sigue la metodología propuesta por Fiorito (1997), ampliándolo para el caso español en dos direcciones. Por un lado, se realiza un análisis más riguroso del grado de persistencia de las variables a través del contraste de la *ratio* de varianzas corregido por sesgo. Por otro, en el trabajo se intenta clasificar los distintos cambios de régimen o «episodios» de la política fiscal española, detectando los mismos mediante recientes contrastes econométricos que buscan los posibles cambios estructurales (de manera endógena) en las sendas temporales de las variables fiscales estudiadas.

El trabajo se articula de la siguiente forma. En la sección 2 se realiza el estudio de las propiedades cíclicas de las variables fiscales macroeconómicas seleccionadas a través del uso de diferentes indicadores estadísticos de volatilidad, comovimientos y persistencia. En la sección 3 se realiza un estudio de los posibles cambios estructurales de las series seleccionadas. Finalmente, la sección 4 se dedica a presentar las conclusiones principales del trabajo, mientras que la sección 5 recoge el apéndice de datos y los gráficos de las series originales y de sus componentes cíclicos, y algunos detalles metodológicos de las técnicas estadísticas y econométricas utilizadas.

2. Propiedades cíclicas

En este epígrafe caracterizamos las regularidades cíclicas de las variables fiscales utilizando como guía la metodología de los «hechos estilizados» propuesta por Kydland y Prescott (1990) (5). Este procedimiento fue propuesto en el trabajo seminal de Lucas (1977) donde se define el componente cíclico de una variable como la desviación respecto a su tendencia. En nuestro trabajo se utiliza el filtro de Hodrick-Prescott como método para calcular los componentes cíclicos de las variables fiscales (6).

(5) Esta metodología se ha aplicado para las magnitudes más relevantes de la economía española en Dolado, Sebastián y Vallés (1993), y en Borondo y González (1997) para el caso de los precios y la inflación española.

(6) En concreto, se elimina la tendencia del PIB y de las series fiscales utilizando un filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro de suavización igual a 10, según proponen Baxter y King (1995).

Para caracterizar el comportamiento cíclico de las variables fiscales se calculan tres tipos de indicadores: i) medidas de volatilidad absoluta y de volatilidad relativa respecto al PIB real, que sirven como aproximaciones a la amplitud de las fluctuaciones; ii) correlaciones cruzadas entre el componente cíclico de cada variable y el componente cíclico del PIB (con diferentes retrasos y adelantos) que se utilizan como indicadores de los comovimientos de las series con el ciclo del PIB; además, se comprueba si algunos de los componentes de los ingresos y gastos públicos están relacionados con otros ingresos y gastos mediante el cálculo de la matriz de correlaciones cruzadas; y iii) estadísticos que miden el grado de persistencia de las innovaciones o *shocks* sobre las variables fiscales macroeconómicas.

2.1. Volatilidad

Desde el punto de vista teórico, la volatilidad excesiva de las variables fiscales macroeconómicas no resulta recomendable por múltiples razones. Por un lado, en el caso de los saldos presupuestarios ello afectaría a la probabilidad de que el gobierno tenga en el futuro dificultades para pagar el servicio de la deuda pública. Por otro, si nos centramos en los ingresos públicos, su alta volatilidad puede tener su origen en la excesiva variabilidad de las bases impositivas y/o en cambios frecuentes de los tipos impositivos aprobados por las autoridades fiscales. En relación a este último caso, un precepto básico de la teoría neoclásica de las finanzas públicas, conocido como la hipótesis de *tax-smoothing* [véase Barro (1979, 1995, 1997)] establece como una política óptima el que las autoridades fiscales deberían estabilizar las tasas impositivas, más que ajustarlas frecuentemente (7). De este modo, esta hipótesis no es incompatible con una cierta volatilidad de los ingresos públicos sino que, al contrario, el mantenimiento de los tipos impositivos a lo largo del ciclo y las oscilaciones cíclicas de las bases imponibles dan lugar a oscilaciones en la recaudación (8). En definitiva, la hipótesis de *tax-smoothing* es incompatible con una variabilidad excesiva y de tipo discrecional de los ingresos públicos. Finalmente, un gasto público excesivamente volátil generará probablemente pérdidas de eficiencia. Así, por ejemplo, estas pérdidas de eficiencia pueden aparecer en el caso de que los programas de inversión pública sean cambiados a menudo debido a variaciones de las prioridades políticas y/o por *shocks* de carácter transitorio, más que por consideraciones de coste-eficacia a largo plazo.

En nuestro caso, en la segunda y tercera columna del Cuadro 1 se presentan dos medidas que aproximan la amplitud de las fluctuaciones de cada una de las variables fiscales macroeconómica seleccionadas para la economía española (9). Por un lado, se ha calculado la volatilidad absoluta, medida como la desviación estándar (en porcentaje) del componente cíclico de cada serie. Por otro, se presenta la volatilidad relativa aproximada a través del cociente entre la desviación estándar del componente cíclico

(7) Una aplicación empírica de la hipótesis de *tax-smoothing* para el caso de la economía española puede verse en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Esteve, Sapena y Tamarit (1998).

(8) Agradecemos esta sugerencia a un evaluador propuesto por el IVIE.

(9) En el apéndice A aparece las siglas y las definiciones de las variables utilizadas en los cuadros y gráficos del presente trabajo.

de cada variable y la desviación estándar del componente cíclico del PIB real. Para el caso de los saldos presupuestarios sólo se presenta la medida de volatilidad absoluta. De los resultados obtenidos de la volatilidad de las variables fiscales tres comentarios merecen la pena destacarse.

CUADRO 1
PROPIEDADES CÍCLICAS (VOLATILIDAD Y COMOVIMIENTOS) DE LAS SERIES
FISCALES MACROECONÓMICAS FILTRADAS (1964-1997)

Variable	std	stdr	Correlación entre el PIB en t con:				
			t-2	t-1	t	t+1	t+2
<i>PIB real</i>	1,23	1,00	—	—	—	—	—
<i>Ingresos públicos</i>							
it	1,75	1,42	0,08	0,37	0,52	0,17	-0,20
ic	1,79	1,45	0,10	0,38	0,51	0,14	-0,22
ii	3,33	2,70	-0,53	-0,17	0,40	0,26	0,05
id	4,14	3,36	0,19	0,48	0,47	0,13	0,03
ir	5,53	4,50	0,09	0,29	0,28	-0,02	0,05
is	8,77	7,13	0,13	0,40	0,61	0,39	0,13
cs	2,60	2,11	0,37	0,20	0,06	0,07	-0,20
<i>Gastos públicos</i>							
gt	1,44	1,18	0,31	0,13	-0,17	-0,25	-0,14
gc	1,29	1,07	0,42	0,13	-0,26	-0,36	-0,31
g	1,47	1,19	0,42	0,24	-0,07	-0,25	-0,23
rb	9,30	7,56	-0,35	-0,25	-0,13	-0,01	-0,02
cpu	1,59	1,29	0,48	0,36	0,08	-0,33	-0,20
ra	2,26	1,83	0,36	0,33	0,13	-0,31	-0,30
cpuns	2,90	2,35	0,24	0,05	-0,12	-0,04	0,20
se	7,54	6,13	0,14	-0,13	-0,35	0,01	0,17
ps	1,96	1,59	0,39	0,17	-0,17	-0,25	-0,44
ipu	8,42	6,84	0,12	0,13	0,11	0,03	0,07
<i>Saldos presupuestarios/PIB</i>							
spu	0,67	—	-0,07	0,31	0,61	0,37	0,06
spup	0,52	—	-0,17	0,28	0,60	0,41	0,19
def	0,80	—	-0,07	0,26	0,54	0,31	0,02
d	0,66	—	-0,16	0,21	0,50	0,33	0,09

Notas: La volatilidad absoluta se mide como la desviación típica (std) en % del componente cíclico de la variable, y la volatilidad relativa es std dividida por la del componente cíclico del PIB (stdr). En negrita los valores máximos de las correlaciones.

En primer lugar, respecto a los ingresos públicos, todas las categorías son más volátiles que el PIB, aumentando la volatilidad relativa a medida que los datos están más desagregados, y siendo especialmente significativo los casos de los impuestos directos (de la renta de las personas físicas y de la renta de sociedades). La menor volatilidad de los impuestos indirectos respecto a los directos puede provenir, por un lado, del diferente comportamiento de sus bases impositivas, ya que la base del impuesto sobre

la renta es mucho más volátil que la del consumo. Por otro lado, los impuestos sobre la renta son más progresivos que los impuestos sobre el consumo, lo que supone una fuente adicional de volatilidad.

En segundo lugar, en lo referente a los gastos públicos el patrón es diferente al de los ingresos. Por un lado, los agregados representativos del gasto público (gastos totales, gastos corrientes, gastos primarios y consumo público) presentan una similar variabilidad que el *output*. Por otro, dos partidas de gasto representativas de las transferencias públicas (intereses de la deuda y las subvenciones de explotación) y la inversión pública presentan una elevada volatilidad relativa respecto al PIB.

Finalmente, las variables representativas de los saldos fiscales en porcentaje del PIB presentan una baja variabilidad, menor que la del *output*, y mucho menor que la de los agregados (y los componentes) de los ingresos y gastos públicos.

2.2. Comovimientos

2.2.1. Comovimientos de las series fiscales macroeconómicas con el PIB

Como indicador del grado de comovimiento de las series con el PIB a lo largo del ciclo económico se utiliza los indicadores estándar propuestos por Kydland y Prescott (1990) basados en el cálculo de las correlaciones entre componente cíclico del PIB y el componente cíclico de las diversas series.

Desde el punto de vista estadístico, dado el componente cíclico de una variable macroeconómica fiscal, x_t , y el componente cíclico del PIB real, y_t , el comovimiento se mide a través del cálculo del coeficiente de correlación simple cruzada, $\rho_{y(t),x(t+j)}$, en el momento $t+j$, donde $j \in (-2,2)$. Estos coeficientes de correlación caracterizarán el comovimiento de x_t con y_t en tres sentidos:

1. La variable es procíclica si el valor máximo de $\rho_{y(t),x(t+j)}$ es positivo, anticíclica si es negativo, y acíclica (incorrelacionada) si se sitúa entre $0 \leq |\rho_{y(t),x(t+j)}| < 0,35$ (10).
2. Además, cuando el valor de la correlación máxima $\rho_{y(t),x(t+j)}$ se sitúa en el retardo $j = 0$, el comovimiento se considera «coincidente» o «sincronizado», si ocurre en un retardo $j < 0$ se considera «adelantado» (sufre el ciclo antes que el PIB), y si se sitúa en un retardo $j > 0$ se considera «retardado».
3. Finalmente, el comovimiento es fuerte si $0,5 \leq |\rho_{y(t),x(t+j)}| < 1$ y débil si $0,35 \leq |\rho_{y(t),x(t+j)}| < 0,5$.

Desde un punto de vista económico, los comovimientos de los componentes del presupuesto con el ciclo económico pueden reflejar las siguientes circunstancias:

(10) El valor de ruptura utilizado para definir si el comovimiento es fuerte o débil (0,35) corresponde a la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación es cero a un 5 por 100 de significatividad dado el tamaño de la muestra, $T = 34$, aproximando el error estándar por $T^{-1/2}$, por lo que los dos errores estándar serían, en nuestro caso, justamente 0,35.

- Por el lado de los ingresos públicos, si los mismos son procíclicos y actúan con retraso respecto al ciclo económico reflejarán una política fiscal que hace uso de los estabilizadores automáticos, mientras que si son anticíclicos y se adelantan al ciclo económico reflejarán una política fiscal que «distorsiona» la actividad económica y que pueden llegar a producir una recesión.

- Por el lado de los gastos públicos, si los mismos son procíclicos y se adelantan al ciclo económico reflejarán una política fiscal de carácter discrecional, mientras que si son anticíclicos podría ocurrir que provocaran un efecto expulsión de la actividad privada (si se adelantarán al ciclo) o que actuaran de estabilizadores automáticos (si se retrasarán respecto al ciclo).

En el Cuadro 1 se presentan los resultados del análisis de los comovimientos entre los componentes cíclicos de las variables fiscales analizadas y el componente cíclico del PIB real. Las características cíclicas difieren según las cuatro categorías en las que hemos subdividido las variables fiscales estudiadas e incluso según cada uno de los componentes de los agregados.

a) Ingresos públicos

El patrón de los agregados de los ingresos públicos (totales y corrientes) es muy claro: muestra un comportamiento fuertemente procíclico y están sincronizados con el PIB, lo que reflejaría una política fiscal por el lado de los ingresos que hace un cierto uso de los estabilizadores automáticos. La excepción al patrón general de los ingresos públicos son los impuestos indirectos, los cuales muestran un carácter fuertemente anticíclico y preceden al PIB, lo que reflejaría una política fiscal que «distorsiona» la actividad y que puede agravar una fase recesiva (o entorpecer una fase de recuperación). Además, desde el punto de vista de la teoría del «consumption-smoothing» (11), este comportamiento adelantado de los impuestos indirectos reflejaría mayor sensibilidad a la renta futura que a la renta corriente, e implicaría que el PIB real responde a los *shocks* de gasto de la economía española.

Caso interesante, y difícil de entender desde el punto de vista económico, es el de las cotizaciones sociales, ya que se muestran como débilmente procíclicas y adelantadas al ciclo del PIB real. Por último, tampoco desde el punto de vista teórico resulta muy justificable el carácter adelantado, ya que cabría esperar un comportamiento sincronizado o retrasado, puesto que las cotizaciones sociales están teóricamente correlacionadas con la remuneración de los asalariados, y esta última variable se presenta como procíclica pero sincronizada o retrasada. En el caso español, la escasa sensibilidad estaría más que justificada en la práctica, ya que, como es bien conocido, las oscilaciones de la remuneración de los asalariados no se han transmitido en la economía española a las cotizaciones, debido a que el sistema legal de topes máximos y mínimos ha supuesto un límite a la amplitud de las bases de cotización) (12).

(11) Véase al respecto el trabajo de Frenkel, Razin y Yuen (1996).

(12) En definitiva, resulta difícil de defender nuestros resultados, ya que su comportamiento procíclico «adelantado» reflejaría un uso de las cotizaciones como estabilizador automático que no es justificable, ya

Finalmente, los impuestos sobre la renta personal muestran un comportamiento acíclico, mientras que el impuesto sobre sociedades es fuertemente procíclico y sincronizado.

b) Gastos públicos

En lo referente a los gastos públicos el patrón cíclico no es tan homogéneo. La variable más agregada o gasto total se muestra como acíclica, mientras que las otras dos partidas agregadas (gasto primario y gasto corriente) muestran un carácter procíclico adelantado respecto al ciclo económico. En este último caso, ello refleja claramente una política fiscal de carácter discrecional adelantada, lo que contradice la visión keynesiana de la necesidad de utilizar una política fiscal de gasto anticíclica en las recesiones. Además, se confirma la visión de que en la historia reciente de la economía española el gasto público ha jugado más un papel expansionario que de estabilizador automático, reflejando una política fiscal por el lado de gastos que se podría calificar *a priori* como «activa» según el esquema propuesto por Fiorito (1997) (13). No obstante, cabría pensar que en la práctica se trataría más bien de una política fiscal «pasiva», ya que resulta poco verosímil pensar que las autoridades fiscales puedan «anticipar» las perturbaciones cíclicas de la actividad con dos años de adelanto y, por tanto, justificar políticas fiscales activas de carácter discrecional que tienen un impacto sobre el PIB bastante lejano en el tiempo. En definitiva, puede ocurrir que las fluctuaciones del gasto público sean causantes parciales del los ciclos en el PIB, pero en estas circunstancias difícilmente podría hablarse de políticas fiscales activas desde el punto de vista de la respuesta a los impactos de los ciclos (14).

Mención especial merece el comportamiento cíclico del consumo público, bien sea el agregado o la descomposición de sus dos componentes: remuneración de asalariados y consumo público no salarial. Desde el punto de vista teórico, una amplia variedad de modelos de ciclo real y de modelos neoclásicos, en los que los bienes públicos son parcialmente sustitutivos de los bienes privados, predicen que un *shock* exógeno positivo del consumo público lleva a una expansión del *output* agregado y, que por lo tanto, el consumo público debería ser procíclico (15). En nuestro caso, el consumo público es débilmente procíclico y adelantado, lo que resulta consistente con las predicciones teóricas mencionadas.

Por lo que respecta a las transferencias públicas (intereses de la deuda pública, subvenciones de explotación y prestaciones sociales), su comportamiento cíclico es opuesto a los del gasto agregado y el consumo público, ya que muestran un claro carácter anticíclico. No obstante, existe una diferencia entre las tres partidas de gasto, ya que mientras que los intereses de la deuda actúan de manera adelantada, las subven-

que la variación fijada administrativamente en los topes máximos de las bases de cotización indicarían más bien un uso claramente discrecional.

(13) Nos referimos a los criterios de clasificación propuestos en el Cuadro 1 de su trabajo.

(14) Agradecemos este comentario a un evaluador propuesto por el IVIE.

(15) Véase al respecto, Barro (1981), Aiyagari, Christiano y Eichenbaum (1992), Baxter y King (1993), Edelberg, Eichenbaum y Fisher (1998), y Eichenbaum y Fisher (1998), entre otros.

ciones a las empresas o las prestaciones sociales actúan de manera sincronizada o retrasada respecto al ciclo del PIB, respectivamente, lo que implica que actúan correctamente como estabilizadores automáticos, especialmente en el caso de las prestaciones sociales. El comportamiento cíclico de los pagos de los intereses de la deuda resulta interesante desde el punto de vista teórico. El carácter anticíclico adelantado encaja en aquellos planteamientos teóricos que utilizan la *ratio* de la deuda pública sobre el PIB como indicador del consumo intertemporal, y en los que dependiendo del nivel del *stock* de deuda pública (y de la racionalidad y el horizonte temporal del consumidor) prevalecen efectos keynesianos (nivel bajo) o antikeynesianos de la política fiscal (nivel alto). Por ejemplo, de acuerdo con el planteamiento teórico de Sutherland (1997), la creciente *ratio* de la deuda pública sobre el PIB (y el nivel elevado actual) puede haber provocado, en nuestro caso, que los consumidores no hayan considerado la deuda pública como parte de su riqueza neta (equivalencia ricardiana) y, por lo tanto, hayan percibido que los impuestos serían incrementados por el gobierno en un futuro más o menos próximo. Finalmente, en lo que concierne a la inversión pública, la misma presenta un comportamiento acíclico respecto al PIB real, siendo una variable habitual que se utiliza como colchón para ajustar el presupuesto en la economía española.

En definitiva el carácter acíclico del gasto total o el procíclico de los gastos primarios y corrientes provendría de que el comportamiento procíclico/acíclico del consumo público/inversión pública no ha podido ser compensado en el agregado por el efecto anticíclico experimentado por las transferencias públicas corrientes (intereses de la deuda, subvenciones de explotación y prestaciones sociales).

c) Saldos presupuestarios

Centrándonos en las variables representativas de los saldos presupuestarios, desde el punto de vista teórico dos argumentos normativos proponen en la literatura que resulta óptimo utilizar anticíclicamente los déficit públicos. Por un lado, las teorías keynesianas pretenden la estabilización del *output* mediante la utilización del déficit público como instrumento para la gestión de la demanda, prediciendo así un comportamiento contracíclico de los mismos. La idea es no modificar los tipos impositivos en las recesiones o expansiones y permitir que el saldo presupuestario evolucione de acuerdo con el comportamiento cíclico de la economía, liquidándose con déficit en las recesiones y con superávit en las expansiones, quedando de esta forma garantizado el equilibrio presupuestario a largo plazo.

Por otro lado, la teoría neoclásica de los déficit públicos, entre las que se enmarca el modelo de «tax-smoothing» ya citado anteriormente, conciben la utilización del recurso al endeudamiento por parte del sector público como la elección óptima de unos gestores de política económica benévulos que tratan de minimizar los costes de distorsión temporal asociados a la fijación de impuestos. De acuerdo con este enfoque, la evolución resultante de los tipos impositivos debería ser suave en el tiempo, siendo los déficit públicos la respuesta óptima del gobierno, tanto a las oscilaciones cíclicas de la economía (tales como recesiones severas) como en perturbaciones transitorias en el gasto público (tales como las producidas por guerras o desastres naturales). No se trata de que el déficit o superávit público contribuyan a compensar la evolución co-

yuntura) de la economía como en el caso keynesiano, sino que el objetivo es eliminar las modificaciones frecuentes en tipos impositivos para evitar distorsiones en el comportamiento de los agentes. Desde el punto de vista empírico, los resultados del Cuadro 1 muestran que los cuatro saldos presupuestarios del sector público español presentan un comportamiento fuertemente anticíclico (16) (débil en el caso del déficit primario) y sincronizado con el componente cíclico del PIB real, en clara sintonía con los postulados de las dos teorías. En definitiva, el patrón estabilizador de los saldos fiscales de la economía española (carácter anticíclico del déficit público) es el resultado de políticas fiscales pasivas, que dan lugar a ingresos procíclicos (estabilizadores automáticos) y gastos acíclicos.

2.2.2. Comovimientos entre ingresos y gastos públicos

En este epígrafe se calculan también los comovimientos entre diferentes componentes cíclicos de los ingresos y gastos públicos con el objetivo de aportar alguna evidencia de la complementariedad (relación positiva o procíclica) o sustituibilidad (relación negativa o anticíclica). Desde el punto de vista de la política económica estas relaciones cíclicas puede tener un doble interés, tal y como propone Fiorito (1997). Por un lado, en el caso de que la relación entre un componente de los ingresos y un componente de los gastos sea procíclica y adelantada, ello podría caracterizar a la política fiscal como de «tax and spend»; y viceversa, en el caso de que la relación positiva o procíclica sea atrasada la política fiscal sería de «spend and tax». Por otro lado, a su vez esta caracterización de la dinámica entre ingresos y gastos públicos puede resultar una guía útil para predifinir de antemano el éxito a largo plazo de un proceso de ajuste o consolidación fiscal de la economía española (17).

Para tal fin, en el Cuadro 2 se ha calculado el valor máximo de las correlaciones cruzadas $\rho_{xi(t+s),xj(t)}$ entre las variables x_i y x_j que representan un componente de los ingresos y gastos públicos. No aparecen aquellas correlaciones (-) que son menores que el valor de ruptura utilizado en nuestro trabajo (0,35). Algunos resultados obtenidos merecen un especial comentario. En primer lugar, en lo que concierne a las relaciones entre los impuestos indirectos y los impuestos directos y las cotizaciones sociales no aparece ninguna correlación significativa. Esta circunstancia no debe extrañar, dado que los impuestos directos y las cotizaciones sociales respecto a los impuestos indirectos mostraban comovimientos de signo contrario respecto al PIB: mientras los indirectos y las cotizaciones sociales eran anticíclicos los directos eran procíclicos. En cuanto a la relación positiva entre los impuestos directos y las cotizaciones sociales, la misma refleja los comovimientos coincidentes de ambas variables con el PIB real (procíclicos y adelantadas).

(16) Téngase en cuenta que los saldos presupuestarios están definidos como ingresos menos gastos, por lo que en el Cuadro 1 la correlación positiva indicaría el carácter procíclico de los superávit, o lo que es equivalente, el carácter anticíclico de los déficit públicos.

(17) Véase, al respecto, los trabajos de Alesina y Perotti (1995, 1996, 1998) y McDermott y Wescott (1996).

CUADRO 2
COMOVIMIENTOS ENTRE LOS COMPONENTES CÍCLICOS DE INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS (1964-1997)

	ii	id	cs	cpu	rb	se	ps	ipu
ii	1,00	—	—	-0,44(+1)	—	-0,42(0)	—	—
id		1,00	0,38(-2)	0,39(-2)	—	—	-0,36(+1)	0,48(-2)
cs			1,00	0,52(+1)	-0,44(+1)	—	0,53(0)	—
cpu				1,00	-0,41(0)	—	0,47(-1)	—
rb					1,00	-0,49(-1)	—	—
se						1,00	—	—
ps							1,00	—
ipu								1,00

Nota: En el cuadro aparecen el valor máximo de las correlaciones cruzadas $\rho_{xi(t+s),xj(t)}$ entre las variables x_i y x_j . No aparecen aquellas correlaciones (-) que son menores que el valor de ruptura utilizado en nuestro trabajo (0,35).

En segundo lugar, centrándonos en las relaciones entre las categorías de gasto analizadas, podemos destacar dos comentarios. Por un lado, el consumo público sólo presenta relaciones significativas con otras dos partidas de gasto: las prestaciones sociales y los intereses de la deuda. En el primer caso, las prestaciones sociales y el consumo público tienen una relación «complementaria» (procíclica), aunque retrasada, mientras que en el segundo caso los intereses de la deuda se relacionan de manera «sustitutiva» (anticíclica) y sincronizada. Por otro lado, la relación entre las subvenciones de explotación y los intereses de la deuda es de sustituibilidad (anticíclica) y sincronizada.

En lo referente a los comovimientos entre componentes de ingresos y gastos públicos, las relaciones encontradas reflejan sus respectivas relaciones con el PIB real. Así, por un lado, los gastos en consumo e inversión pública parecen ser «complementarios» de los impuestos directos (y cotizaciones sociales en el caso del consumo), y «sustitutivos» de los impuestos indirectos y cotizaciones sociales, respectivamente. Por otro, en cuanto a los gastos en transferencias, las subvenciones de explotación son fuertemente «sustitutivas» de los impuestos indirectos, mientras que las prestaciones sociales se muestran «sustitutivas» de los impuestos directos y, por el contrario, como era de esperar, «complementarias» de la recaudación de las cotizaciones sociales.

2.2.3. Comparación internacional

Una de los más interesantes cuestiones de la investigación de los ciclos económicos es el estudio de los comportamientos seguidos por distintas economías.

En este sentido puede resultar conveniente realizar una comparación entre los resultados obtenidos para la economía española con los presentados para los países del G-7 en el estudio de Fiorito (1997). No obstante, esta comparación debe tomarse con cierta precaución, ya que mientras en este trabajo se utiliza datos trimestrales para el período 1970-1995, nuestro estudio se basa en una muestra de datos anuales más amplia (1964-1997). A modo de síntesis, el Cuadro 3 recoge los principales «hechos estilizados» fiscales encontrados para España y para el G-7 en relación a los comovimientos entre las principales variables fiscales macroeconómicas y el PIB real.

CUADRO 3
COMPARACIÓN INTERNACIONAL DE LOS COMOVIMIENTOS
ENTRE LAS VARIABLES FISCALES MACROECONÓMICAS Y EL PIB REAL

Variable	España	Canadá	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia
<i>Saldos Presupuestarios/PIB</i>								
def	anticíclico fuerte	anticíclico fuerte	anticíclico fuerte	anticíclico fuerte	anticíclico débil	anticíclico fuerte	anticíclico débil	anticíclico fuerte
d	sincronizado anticíclico débil sincronizado	sincronizado anticíclico fuerte retardado	sincronizado anticíclico fuerte sincronizado	retardado anticíclico fuerte retardado	retardado anticíclico débil retardado	sincronizado anticíclico débil sincronizado	retardado anticíclico débil retardado	sincronizado anticíclico débil sincronizado
<i>Ingresos públicos</i>								
ic	procíclico fuerte	procíclico fuerte	procíclico fuerte	procíclico débil	procíclico fuerte	procíclico débil	procíclico débil	procíclico débil
ii	sincronizado anticíclico fuerte adelantado	retrasado procíclico débil	sincronizado procíclico débil	retrasado procíclico débil	sincronizado procíclico fuerte	sincronizado procíclico fuerte	adelantado procíclico débil	adelantado procíclico débil
id	procíclico débil adelantado acíclico	retrasado procíclico débil	adelantado procíclico fuerte	retrasado procíclico fuerte	sincronizado procíclico débil	anticíclico débil	sincronizado anticíclico débil	sincronizado procíclico débil
ir	—	retrasado procíclico débil	sincronizado procíclico fuerte	retrasado procíclico fuerte	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil
is	procíclico fuerte	retrasado procíclico fuerte	retrasado procíclico débil	retrasado procíclico débil	retrasado procíclico débil	retrasado procíclico débil	adelantado procíclico débil	adelantado procíclico fuerte
cs	sincronizado procíclico débil adelantado	sincronizado anticíclico débil	adelantado procíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	sincronizado procíclico fuerte	sincronizado procíclico débil	retrasado anticíclico débil	adelantado procíclico débil

Nota: Datos para los países del G-7 procedentes de Fiorito (1997) y para España elaboración propia.

CUADRO 3 (continuación)

COMPARACIÓN INTERNACIONAL DE LOS COMOVIMIENTOS ENTRE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS FISCALES Y EL PIB REAL

Variable	España	Canadá	EE.UU.	Japón	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia
<i>Gastos públicos</i>								
gt	acíclico	anticíclico fuerte	anticíclico débil	procíclico débil	procíclico débil	anticíclico débil	anticíclico débil	anticíclico fuerte
g	—	sincronizado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	adelantado procíclico débil	sincronizado procíclico débil	retrasado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil	retrasado procíclico débil
gc	procíclico débil adelantado	adelantado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico fuerte	adelantado anticíclico débil	retrasado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil
cpu	adelantado procíclico débil	adelantado anticíclico débil	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico débil	sincronizado procíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	adelantado anticíclico débil	retrasado procíclico débil
ps	adelantado anticíclico fuerte	adelantado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico débil	adelantado anticíclico fuerte	adelantado anticíclico fuerte
ipu	retrasado acíclico	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico fuerte	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico fuerte	retrasado anticíclico débil	retrasado procíclico débil	retrasado anticíclico débil
	—	retrasado	retrasado	adelantado	retrasado	sincronizado	retrasado	retrasado

Nota: Datos para los países del G-7 procedentes de Fiorito (1997) y para España elaboración propia.

En general, la situación de las finanzas públicas de los países del G-7 ha sido principalmente el resultado de los impactos de los ciclos económicos (política fiscal anticíclica activa), dado que han funcionado correctamente los estabilizadores automáticos: los ingresos presentan un comportamiento procíclico mientras que los gastos se han comportado de una manera anticíclica. El resultado ha sido que tanto el saldo presupuestario global como el primario se han ajustado de una manera fuertemente anticíclica a los movimientos del componente cíclico del PIB real. El caso de la economía española es el mismo aparentemente: el déficit fiscal es anticíclico, aunque el origen del mismo es cualitativamente diferente. Así mientras, en general, en los países del G-7 este comportamiento anticíclico del déficit fiscal es el resultado de ingresos procíclicos (estabilizadores automáticos) y gastos anticíclicos (estabilizadores automáticos), en el caso de la economía española es más bien el resultado de una combinación de ingresos procíclicos (estabilizadores automáticos) y gastos acíclicos o procíclicos (actuaciones discrecionales). En definitiva, la historia de la política fiscal española durante el período analizado se ha caracterizado por un comportamiento anticíclico, siendo, no obstante, la situación fiscal global más el resultado de una política fiscal pasiva (no responde a los impactos de los ciclos económicos), aunque discrecional.

Adicionalmente, puede resultar también interesante comentar brevemente el distinto comportamiento cíclico de los agregados de los ingresos y gastos, tanto en el G-7, como para el caso español.

Por el lado de los ingresos, destacar que el comportamiento de los impuestos indirectos es claramente diferente en el caso español. Mientras que el G-7 presenta para todos los países comovimientos con el PIB real procíclicos (sincronizados o retardados con la excepción de Francia), en España se muestran como fuertemente anticíclicos y adelantados. Como ya tuvimos ocasión de comentar, ello reflejaría una política fiscal que «distorsiona» la actividad y que puede agravar una fase recesiva (o entorpecer una fase de recuperación). En el resto de ingresos el patrón de comportamiento de la economía española no se aleja en lo esencial del comportamiento del G-7, excepto en el caso ya comentado de las cotizaciones sociales, cuyo extraño comportamiento «adelantado» respecto a las oscilaciones del PIB real, sólo es compartido con Italia.

Por el lado de los gastos, en primer lugar, resulta interesante comentar el comportamiento cíclico del consumo público, muy heterogéneo para el G-7, lo cual refleja un distinto comportamiento del componente salarial y no salarial. En este caso, la economía española sigue el patrón de Italia, con un consumo público que se adelanta al PIB real procíclicamente, lo que implica que actúa como un estímulo para la producción. En Alemania y los EE.UU. también actúa de manera procíclica pero retrasada. Por el contrario, en Canadá y el Reino Unido el gasto en consumo público se adelanta anticíclicamente a los movimientos del PIB real (el consumo público y el consumo privado serían en cierta manera sustitutivos), mientras que en Japón y en Francia el consumo público se retrasa contracíclicamente, actuando de manera activa como un estabilizador automático. En segundo lugar, en relación a las prestaciones sociales, el patrón cíclico de la economía española sigue el patrón general del G-7 (con la excepción de Alemania) al comportarse siempre de una manera anticíclica aunque con un cierto retraso. Esto confirma la idea teórica de que las transferencias públicas deben actuar desde el punto de vista temporal como estabilizadores cíclicos. Finalmente, el patrón de la inversión pública no resulta tan homogéneo en el G-7, ya que se dan todas las

combinaciones posibles, siendo en algunos países anticíclica y en otros procíclica, y sincronizada, retrasada o adelantada. La economía española es en este caso diferente, al mostrarse el gasto en inversión del gobierno como acíclica, lo que indica un significativo grado de discrecionalidad de las autoridades económicas.

2.3. Persistencia

Siguiendo a Campbell y Mankiw (1987a, 1987b) se define persistencia como los efectos continuados por un largo período de tiempo futuro. La cuestión de interés económico se centra en determinar la memoria o persistencia de los *shocks* en la serie fiscales macroeconómicas que estamos analizando. A partir de esta idea utilizamos en nuestro trabajo una aproximación no paramétrica al problema de estimar el grado de persistencia de una serie económica. En concreto, se calcula a partir de la función de autocovarianzas de la serie el contraste de la *ratio* de varianzas de Cochrane (1988) corregido por el sesgo a la baja que se produce en el estimador cuando k aumenta, \tilde{V}^k , siendo k el valor máximo del ancho de ventana en la estimación de la función de densidad espectral (18). Como es sabido, en teoría, para respetar el principio de eficiencia k debería ser pequeño en relación al tamaño muestral. No obstante, en la práctica, para procesos como las series estudiadas en la que las primeras autocorrelaciones de la primera diferencia de la variable, Δy_t , son positivas, un valor excesivamente bajo de k tiende a sesgar los resultados hacia un alto grado de persistencia, ya que ignora las autocorrelaciones negativas de orden superior. La experiencia de otros trabajos previos aconseja utilizar valores de k hasta un medio del tamaño muestral, T , por lo que en el Cuadro 4 se ofrecen resultados para diferentes valores de k y hasta este punto máximo.

Desde el punto de vista estadístico el contraste de la *ratio* de varianzas, \tilde{V}^k , compara el tamaño del componente permanente (o tendencia estocástica) en relación al componente transitorio (tendencia determinista), utilizando un cociente de varianzas de estos componentes. De este modo, si la *ratio* de varianzas tiende a cero (uno) menor (mayor) es el componente estocástico o el grado de persistencia de los *shocks* sobre la variable analizada. Además, si existe una correlación serial positiva (negativa), el contraste tiende a alejarse (acercarse) de uno.

Los contrastes de la *ratio* de la varianza en el caso de los ingresos públicos presentan dos comportamientos claramente diferenciados. Por un lado, los ingresos totales y corrientes, los impuestos directos, los impuestos sobre la renta personal, y las cotizaciones sociales, presentan un valor de la *ratio* creciente y elevado, especialmente los dos agregados y las cotizaciones sociales, lo cual sugiere un componente permanente elevado con correlación positiva y, en última instancia, un elevado grado de persistencia de las innovaciones sobre estas variables. En contraste, los impuestos indirectos y los impuestos sobre sociedades presentan valores de la *ratio* bajos y decrecientes, lo que indica que el componente permanente es dominado por el componente transitorio a largo plazo y, en definitiva, refleja un bajo grado de persistencia.

(18) Véase para más detalle el apéndice B.

CUADRO 4

RATIO DE VARIANZAS DE COCHRANE CORREGIDO POR SESGO, \tilde{V}^k DE LAS VARIABLES FISCALES MACROECONÓMICAS (1964-1997)

Variable	k=4	k=8	k=10	k=12	k=14	k=16
<i>PIB real</i>	3,49 (1,95)	4,86 (2,93)	5,13 (3,19)	5,27 (3,82)	5,40 (4,21)	5,68 (4,71)
<i>Ingresos públicos</i>						
it	2,42 (1,08)	3,25 (1,96)	3,54 (2,36)	3,91 (2,83)	4,36 (3,39)	4,94 (4,09)
ic	2,45 (1,10)	3,34 (1,89)	3,69 (2,46)	4,13 (3,00)	4,65 (3,62)	5,29 (4,38)
ii	1,67 (0,75)	1,56 (0,94)	1,07 (0,71)	0,53 (0,38)	0,07 (0,06)	0,04 (0,03)
id	1,38 (0,62)	1,25 (0,75)	1,26 (0,84)	1,31 (0,99)	1,38 (1,08)	1,47 (1,21)
ir	1,59 (0,71)	2,09 (1,26)	2,29 (1,53)	2,55 (1,85)	2,87 (2,24)	3,17 (2,63)
is	1,76 (0,79)	0,85 (0,51)	0,38 (0,25)	0,12 (0,08)	0,13 (0,10)	0,25 (0,20)
cs	3,16 (2,09)	5,00 (3,01)	5,90 (3,93)	6,78 (4,91)	7,60 (5,91)	8,41 (6,97)
<i>Gastos públicos</i>						
gt	4,80 (2,15)	8,40 (5,06)	10,33 (6,89)	12,42 (8,82)	14,61 (11,37)	16,84 (13,94)
gc	3,31 (1,48)	5,28 (3,18)	6,45 (4,30)	7,76 (5,62)	9,20 (7,16)	10,68 (8,85)
g	3,19 (1,43)	4,94 (2,97)	5,99 (3,99)	7,22 (5,23)	8,56 (6,66)	9,89 (8,20)
rb	2,11 (0,94)	2,68 (1,62)	2,72 (1,81)	2,52 (1,82)	2,12 (1,65)	1,70 (1,40)
cpu	2,79 (1,25)	3,94 (2,38)	4,64 (3,09)	5,48 (3,97)	6,48 (5,04)	7,57 (6,27)
ra	2,63 (1,18)	3,44 (2,07)	4,07 (2,71)	4,86 (3,52)	5,75 (4,48)	6,74 (5,59)
cpuns	1,01 (0,45)	1,10 (0,66)	1,23 (0,82)	1,33 (0,97)	1,45 (1,13)	1,64 (1,36)
se	0,99 (0,44)	1,66 (1,00)	1,86 (1,24)	2,11 (1,53)	2,37 (1,85)	2,46 (2,04)
ps	3,48 (1,56)	5,50 (3,32)	6,70 (4,47)	8,14 (5,90)	9,71 (7,56)	11,13 (9,22)
ipu	1,21 (0,54)	1,27 (0,76)	1,09 (0,67)	0,81 (0,58)	0,51 (0,40)	0,26 (0,21)
<i>Saldos presupuestarios/PIB</i>						
spu	1,09 (0,92)	0,52 (0,31)	0,42 (0,28)	0,38 (0,27)	0,34 (0,26)	0,40 (0,33)
spup	1,63 (0,73)	1,26 (0,76)	1,00 (0,67)	0,84 (0,61)	0,80 (0,62)	0,84 (0,70)
def	0,93 (0,42)	0,65 (0,80)	0,67 (0,45)	0,77 (0,56)	0,85 (0,66)	0,86 (0,71)
d	1,12 (0,50)	0,90 (0,54)	0,85 (0,56)	0,95 (0,68)	1,11 (0,87)	1,18 (0,98)

Nota: Errores estándar asintóticos entre paréntesis. Variables expresadas en logaritmos (excepto saldos presupuestarios).

En lo referente a los gastos públicos nuevamente aparecen dos grupos diferenciados. Por un lado, los tres grandes agregados (gastos totales, corrientes y primarios), el consumo público y sus componentes, y el grupo de las transferencias públicas (intereses de la deuda, subvenciones de explotación y prestaciones sociales) presentan un elevado grado de persistencia, siendo especialmente alta para el caso de los tres agregados, las prestaciones sociales y el consumo público. Por otra parte, la única variable por el lado de los gastos que no presenta persistencia es la inversión pública, al existir un valor de la *ratio* de varianzas que tiende a cero y cae a medida que aumentamos el valor de *k*.

Finalmente, en lo que concierne a las cuatro series representativas de los saldos presupuestarios, en todos los casos existe un bajo grado de persistencia, especialmente en el caso del ahorro público total.

3. Cambios estructurales

En esta sección del trabajo se intenta clasificar los distintos cambios de régimen o «episodios» de la política fiscal española, detectando los mismos mediante recientes contrastes econométricos propuestos en Bai y Perron (1998a, 1998b) que buscan los posibles cambios estructurales (de manera endógena) en las sendas temporales de las variables fiscales estudiadas (19). Los resultados de tales contrastes aparecen en el Cuadro 5.

Desde el punto de vista econométrico, la primera cuestión de interés es determinar el número de rupturas en cada una de las series y, más precisamente, la posible existencia de cambios estructurales en la media de las variables. Para ello utilizamos, en primer lugar, el test denominado *SupF_T(k)* con el que se realiza una contrastación de la no existencia de cambio estructural alguno frente a la existencia de un número concreto de cambios estructurales *k*. Posteriormente, el segundo test denominado *SupF_T(l+1/l)*, contrasta la hipótesis nula de la existencia de un número *l* frente a la alternativa de *l + 1* cambios. Esto último se realiza con un procedimiento secuencial. En nuestro caso hemos introducido en la regresión una constante, una tendencia y la variable retardada, por lo que *a priori* suponemos modelos del tipo *Innovational Outlier Model* o cambios graduales en la media de la serie (20). En el cuadro 5 aparece en la quinta y sexta columna el número de rupturas seleccionadas y la fecha concreta del cambio estructural. Entre paréntesis se muestra el intervalo de confianza al 95 por 100 de la fecha elegida.

(19) Véase Apéndice C para una mayor precisión de los dos contrastes utilizados.

(20) Los resultados no cambian sustancialmente si no se introduce la tendencia.

CUADRO 5

CONTRASTES DE CAMBIOS ESTRUCTURALES DE BAI Y PERRON PARA LAS SERIES FISCALES MACROECONÓMICAS (1964-1997)

Variables	SupF _T (k) ^{a,c,e}		SupF _T (1+1/l) ^{c,e}	i ^b	T ^d	
	SupF _T (1)	SupF _T (2)	SupF _T (2/1)	SP	T ₁	T ₂
<i>Ingresos públicos</i>						
it	18,59*	18,88*	14,27**	2	1978 ^f (75-80)	1986 (84-87)
ic	18,58*	18,97*	14,53**	2	1978 ^f (75-80)	1986 (84-87)
ii	143,63*	97,55*	15,46*	2	1973 (71-77)	1983 (81-85)
id	168,86*	115,50*	13,14**	2	1979 (77-80)	1989 (88-90)
ir	155,09*	162,09*	80,71*	2	1981 (79-82)	1989 (88-90)
is	20,71*	20,87*	11,14	1	1978 (74-79)	—
cs	5,03	13,30	23,57**	0	—	—
<i>Gastos públicos</i>						
gt	17,19*	50,36*	23,17*	2	1972 (73-74)	1988 (87-89)
gc	480,54*	407,34*	14,16**	1	1983 (81-84)	—
g	194,65*	205,49*	35,36*	2	1973 (71-74)	1982 (80-83)
rb	4,42	5,62	5,58	0	—	—
cpu	185,49*	103,11*	12,93***	1	1983 (81-84)	—
ra	117,37*	147,68*	24,63*	2	1975 (73-76)	1987 (85-88)
cpuns	52,06*	63,03*	38,03*	2	1976 (74-77)	1984 (82-85)
se	49,58*	26,13*	4,66	1	1982 (80-83)	—
ps	115,86*	99,96*	4,54	1	1984 (82-85)	—
ipu	41,03*	23,03*	8,03	1	1985 (82-86)	—
<i>Saldos presupuestarios/PIB</i>						
spu	7,79	17,31*	21,06*	0	—	—
spup	10,42	15,41*	20,81*	0	—	—
d	11,89	9,55**	10,59	1 ^f	1985 (81-88)	—
def	8,69	16,83*	23,04*	0	—	—

Notas: ^a El contraste SupF_T(k) tiene en cuenta la posible correlación serial con ajustes no paramétricos. La matriz de covarianzas robusta a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación se construye según el método de Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992), a través de una aproximación AR(1) y «preblanqueando» los residuos con un VAR(1).

^b l representa el número de cambios estructurales seleccionado según el criterio SP («Secuencial Procedure») al 5 por 100 para el contraste secuencial SupF_T(1 + 1/l), según es recomendado en Bai y Perron (1998a, 1998b).

^c El procedimiento de Bai y Perron es realizado con un «trimming» $\epsilon = 0,25$ dado el número limitado de datos (T = 34), por lo que el número máximo de cambios estructurales considerados es M = 2 y la distancia máxima entre posibles cambios estructurales ha sido fijado en h = 8. La regresión analizada incluye la variable analizada, y_t, una constante, una tendencia temporal y la variable retardada (z = {1, t, y_{t-1}}). Si utilizamos un «trimming» $\epsilon = 0,20$ (lo que implica un M = 3 y un h = 6) no altera sustancialmente los resultados obtenidos.

^d T₁ - 1,2 representa la fecha elegida del cambio estructural. Entre paréntesis el intervalo de confianza estimado para esta fecha.

^e Los asteriscos *,**,*** indican significatividad al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100, respectivamente.

^f Seleccionados según el criterio SP («Secuencial Procedure») al 10 por 100 para el contraste secuencial SupF_T(1 + 1/l).

3.1. Ingresos públicos

Centrándonos en primer lugar en los ingresos públicos, el procedimiento propuesto detecta para los dos grandes agregados (ingresos totales e ingresos corrientes) dos rupturas, la primera (1978) a una significatividad del 10 por 100, y la segunda (1986) a una significatividad del 5 por 100. En ambos casos, los años seleccionados como cambios estructurales coinciden con períodos de «cambios de régimen» de la política impositiva, al situarse en años de reformas fiscales fundamentales para la modernización del sector público español.

En el primer caso, se trata del período de desarrollo de la Ley de la Reforma Fiscal de 1977, por la que se renuevan en profundidad la mayoría de las figuras impositivas claves en la implantación de un sistema fiscal moderno y con capacidad recaudatoria. Así, en 1979 se implanta por primera vez los impuestos reformados del IGTE e Impuestos de Lujo (en cuanto a la imposición indirecta) y los nuevos impuestos de la renta de las personas físicas y de la renta de las sociedades, lo que supone en los primeros años un salto cuantitativo en los ingresos públicos recaudados y de la presión fiscal de la economía española. En el segundo caso, el cambio estructural se sitúa en 1986, fecha de entrada en vigor de importantes transformaciones legales dictadas en 1985 tendentes a reformar el sistema tributario español y a evitar la profundización del desequilibrio financiero del sector público en el futuro. En concreto, se implanta el IVA y la nueva ley de impuestos especiales (en ambos casos claves para el aumento de la recaudación futura y de la presión fiscal), se modifica ampliamente la normativa del IRPF y, finalmente, entra en vigor la ley sobre el régimen fiscal de determinados activos financieros.

En lo referente a los impuestos indirectos, su comportamiento temporal es un tanto especial. En este caso se detectan dos cambios estructurales que corresponden a 1973 y 1983, aunque se trata de rupturas de muy distinto signo. El primero recoge una caída muy significativa en la recaudación en 1974 de diversos impuestos indirectos, circunstancia derivada de las medidas acordadas por las autoridades fiscales en el marco de la política compensatoria ante la crisis energética mundial, al decidir la no repercusión completa del encarecimiento del petróleo en los precios finales de los derivados. Estas medidas afectaron a la recaudación correspondiente a la renta del monopolio de petróleos a la que se renunció al fijar unos precios que suponían la no obtención de beneficios en 1974, a la renta del monopolio de tabacos y, en menor medida, a la recaudación por renta de aduanas, como efecto de las rebajas arancelarias de carácter coyuntural acordadas. Además, cayó significativamente la recaudación del impuesto de lujo y los especiales, debido al estancamiento del consumo de los productos petrolíferos gravados por estos impuestos. El segundo cambio estructural detectado en 1983 es de signo contrario, al recoger un aumento muy significativo de la recaudación por impuestos indirectos impulsada, fundamentalmente, por el crecimiento del 40,1 por 100 del IGTE por el alza de los tipos y la mejora de la gestión del impuesto. Esta circunstancia fue deliberada, ya que se trató de una opción de preparar el terreno para que la posterior implantación del IVA en 1986 no implicara un salto excesivo en la presión fiscal que avivara el proceso inflacionista.

Para la variable representativa de la recaudación por impuestos directos, se han detectado en el agregado y en el impuesto sobre la renta dos cambios estructurales, mientras

que para el impuesto de sociedades se detecta una sola ruptura. Para el caso del agregado y del impuesto sobre sociedades la ruptura detectada en 1978 y en 1979 coincide con el aumento de la recaudación impulsada por la reforma fiscal de 1978. El caso del cambio estructural del impuesto de la renta personal en 1981 es muy diferente, al tratarse de una caída muy significativa en las tasas de crecimiento de la recaudación de este impuesto. Mientras la recaudación de este impuesto en términos de crecimiento medio acumulativo había sido superior al 30 por 100 en el período inicial tras la reforma fiscal (1978-1980), la misma se redujo hasta el 12 por 100 en 1981. Ello fue debido a la generalización del sistema de retenciones en cuenta y las devoluciones de las declaraciones negativas introducidas este año. Por lo que respecta a la segunda ruptura detectada en 1989 en el agregado de los impuestos directos y en los impuestos sobre la renta personal, la misma se debe a una serie de medidas tomadas ese año en este último impuesto, medidas que supusieron en realidad un aumento «artificial» de la recaudación. En concreto, hay que recordar que en 1989, tras retrasarse el plazo de presentación de las declaraciones del IRPF, las devoluciones correspondientes a las cantidades retenidas en exceso durante 1988 se trasladaron a 1990, por lo que la recaudación tributaria de este impuesto (y del agregado de los impuestos directos) aparece sobrevalorada en 1989 y minusvalorada en 1990. Además dicha ruptura se debe (más allá del retraso coyuntural de las devoluciones) a la sentencia del Tribunal Constitucional sobre inconstitucionalidad de la acumulación obligatoria de rentas y al inicio del sistema de declaración separada (21).

3.2. Gastos públicos

El caso de los gastos públicos es más complejo que el de los ingresos públicos, al recoger partidas con dinámicas temporales muy diferenciadas. Estas diferencias se repiten tanto entre los tres agregados representativos del gasto público (total, corriente y primario), como entre el resto de sus componentes.

Comenzando con los resultados de los tres grandes agregados, en primer lugar, en el caso del gasto total se ha detectado dos posibles cambios estructurales. El primero, fechado en 1972, coincide con el inicio de la crisis económica que provoca una ruptura en la tendencia de desaceleración del agregado en términos reales mostrada hasta entonces. A partir de 1974 (y hasta 1987) la tasa media de crecimiento se mantiene alrededor del 6,5 por 100 en términos reales. El segundo cambio estructural se detecta en 1988, coincidiendo con el inicio de una etapa claramente expansiva del gasto público (y de deterioro de las cuentas públicas) fundamentalmente por el aumento de las prestaciones sociales, los gastos de inversión y los intereses de la deuda. Las causas de la aceleración de estas partidas de gasto, hay que buscarlas en la resaca de la huelga general de diciembre de 1988, los proyectos de infraestructura de los acontecimientos de 1992 y 1993 (Juegos Olímpicos de Barcelona, Exposición Universal de Sevilla y creación del Mercado Unico Europeo), y en la aceleración en el ritmo de acumulación del *stock* de deuda pública, respectivamente.

(21) Además, en relación a la ruptura de 1989 en el agregado también se recoge el aumento de la cuantía de los pagos a cuenta del impuesto sobre sociedades del 30 por 100 al 55 por 100, adelantando a este año la recaudación de años posteriores.

Para el caso del gasto corriente, el cambio estructural se ha detectado en 1983 coincidiendo con el inicio de la etapa de los gobiernos socialistas que impulsaron una clara mejora del Estado del Bienestar, lo cual implicaba, necesariamente, una aceleración del gasto corriente asociado a la mejora de los servicios públicos esenciales (sanidad, educación) y las prestaciones sociales (pensiones, seguro de desempleo) (22). Esta circunstancia se confirma con los resultados encontrados para las partidas que componen la mayoría de este agregado, ya que los cambios estructurales detectados se localizan en todas ellas aproximadamente en la misma fecha: para el consumo público en 1983, para el consumo público no salarial en 1984 (aunque en este caso existe una segunda ruptura en 1976) y, por último, para las prestaciones sociales en 1984.

El caso de las prestaciones sociales resulta singular, ya que el cambio en la media detectado a partir de 1985 (la ruptura en 1984) es de signo contrario al del resto de partidas de gasto. Fue a partir de esta fecha cuando se consiguió desacelerar el crecimiento explosivo de las prestaciones sociales ante la evidencia de que no era ya posible seguir financiándolas con aumentos constantes de los tipos y bases de las cotizaciones sociales, puesto que penalizaban en exceso la creación de empleo. Para ello se tomaron medidas para reducir tanto el gasto en pensiones (nueva ley de la reforma de pensiones de 1985) como las prestaciones relacionadas con la enfermedad y la incapacidad. Finalmente, para la partida que recoge la remuneración de asalariados públicos los dos cambios estructurales detectados coinciden también con dos acontecimientos económicos de singular importancia. El primero se sitúa en 1975, coincidiendo con una etapa muy expansiva de los salarios reales (incluidos los empleados públicos). La segunda ruptura se sitúa en 1987, en el inicio de una nueva etapa de aceleración de los sueldos y salarios de los empleados públicos (pagas adicionales, crecimiento de plantilla) que no fue casual, ya que constituyó la respuesta de las autoridades económicas a la huelga general de diciembre de 1988.

Por último, para el caso de la inversión pública el cambio estructural se detecta una ruptura en 1985, ya que el esfuerzo en la dotación de las infraestructuras básicas comenzó con dos ejercicios de retraso.

3.3. Saldos presupuestarios

Como se puede observar en el Cuadro 5, con la metodología propuesta sólo fue posible detectar un cambio estructural fechado en 1985 en la variable representativa del déficit público de carácter primario, d_t , y además a un nivel de significatividad del procedimiento recursivo del 10 por 100. Si observamos la evolución temporal de la serie (gráfico A.3 del apéndice A) podemos observar cómo este cambio estructural coincide con el inicio de políticas de consolidación fiscal, tras el deterioro prácticamente continuo del saldo presupuestario desde 1973.

(22) A ello se le unió el crecimiento de los intereses de la deuda a partir de 1984 por el cambio de régimen que supuso la financiación más ortodoxa del déficit público español, más centrado en la apelación a la emisión de títulos que a la financiación vía recurso al Banco de España, que había resultado menos costoso pero que estaba asociada a mayores tensiones inflacionistas.

4. Conclusiones

En este trabajo se utilizan datos anuales de la economía española para el período 1964-1997 con el objetivo de estudiar las propiedades cíclicas (volatilidad, comovimientos y persistencia) de las variables fiscales macroeconómicas de la economía española. Para ello se ha hecho uso de la conocida metodología de los «hechos estilizados» de los ciclos económicos. Además, se intenta clasificar los distintos cambios de régimen de la política fiscal española, utilizando recientes contrastes econométricos capaces de captar la existencia de cambios estructurales y detectar endógenamente el posible punto en que se producen.

En relación a la primera cuestión, y centrándonos en la volatilidad, todas las categorías de ingresos públicos y dentro de los gastos públicos el conjunto de transferencias y la inversión pública, muestran una mayor volatilidad que el PIB real. El resto de los agregados representativos de los gastos públicos y sus componentes muestran similar variabilidad que el PIB real, mientras que los saldos presupuestarios presentan una baja volatilidad relativa.

El apartado referente al estudio de los comovimientos de las variables fiscales macroeconómicas españolas ha aportado alguna evidencia sugerente, sobre todo si la comparamos con los resultados de otro estudio realizado por Fiorito (1997) para los países del G-7. En general, la situación de las finanzas públicas de los países del G-7 ha sido principalmente el resultado de los impactos de los ciclos económicos (política fiscal anticíclica activa), dado que han funcionado correctamente los estabilizadores automáticos: los ingresos presentan un comportamiento procíclico mientras que los gastos se han comportado de una manera anticíclica. El resultado ha sido que tanto el saldo presupuestario global como el primario se han ajustado de una manera fuertemente anticíclica a los movimientos del componente cíclico del PIB real. El caso de la economía española es el mismo aparentemente: el déficit fiscal es anticíclico, aunque el origen del mismo es cualitativamente diferente. Así mientras, en general, en los países del G-7 este comportamiento anticíclico del déficit fiscal es el resultado de ingresos procíclicos (estabilizadores automáticos) y gastos anticíclicos (estabilizadores automáticos), en el caso de la economía española es más bien el resultado de una combinación de ingresos procíclicos (estabilizadores automáticos) y gastos acíclicos o procíclicos (actuaciones discrecionales).

En definitiva, la historia de la política fiscal española durante el período analizado se ha caracterizado por un comportamiento anticíclico, siendo, no obstante, la situación fiscal global más el resultado de una política fiscal pasiva (respecto a los movimientos del PIB real), aunque discrecional. Desde el punto de vista de las restricciones impuestas sobre los déficit presupuestarios por el Pacto de Estabilidad y Crecimiento, nuestros resultados sugieren una reorientación de la política fiscal española hacia un comportamiento más «activo» por el lado del gasto, a semejanza de los países de la zona euro pertenecientes al G-7. En concreto, con el objeto de promover el funcionamiento de los estabilizadores automáticos, la política de gasto público debería abandonar su comportamiento acíclico (o procíclico) y mostrarse en relación a los comovimientos con el PIB real de una manera anticíclica.

En los componentes de los ingresos, destacar que el comportamiento de los impuestos indirectos es claramente diferente en el caso español. Mientras que el G-7 presenta para todos los países comovimientos con el PIB real procíclicos (sincronizados o retardados con la excepción de Francia), en España se muestran como fuertemente anticíclicos y adelantados. También el comportamiento de las cotizaciones sociales es divergente, ya que se muestra como una variable procíclicamente «adelantada» respecto a las oscilaciones del PIB real, circunstancia que sólo es compartida con Italia, y que resulta difícil de justificar. En lo que respecta a los componentes de los gastos públicos, la economía española es diferente, fundamentalmente en lo que respecta a la inversión pública, ya que al comportarse acíclicamente, ello refleja un significativo grado de discrecionalidad de las autoridades económicas.

El estudio de las propiedades cíclicas de las variables finaliza con el cálculo de estadísticos que miden el grado de persistencia de las innovaciones o *shocks* sobre las variables fiscales macroeconómicas. En este apartado los resultados presentados son muy heterogéneos. En primer lugar, los ingresos públicos muestran un elevado grado de persistencia, siendo extremo en el caso de las cotizaciones sociales. La excepción viene dada por los impuestos indirectos y los impuestos sobre sociedades, los cuales presentan un bajo grado de persistencia. En lo referente a los gastos públicos nuevamente aparecen dos grupos diferenciados. Por un lado, los tres grandes agregados (gastos totales, corrientes y primarios), el consumo público y sus componentes, y el grupo de las transferencias públicas (intereses de la deuda, subvenciones de explotación y prestaciones sociales) presentan un elevado grado de persistencia, siendo especialmente alta para el caso de los tres agregados, las prestaciones sociales y el consumo público. Por otro lado, la única variable por el lado de los gastos que no presenta persistencia es la inversión pública. Finalmente, en lo que concierne a las cuatro series representativas de los saldos presupuestarios, en todos los casos existe un bajo grado de persistencia, especialmente en el caso del ahorro público total.

En relación al estudio de los cambios estructurales, se ha detectado uno o dos cambios estructurales en la mayoría de las series fiscales macroeconómicas analizadas. La excepción a este patrón lo constituye las cotizaciones sociales, los intereses de la deuda pública y los saldos presupuestarios, salvo el caso del déficit público primario donde se ha podido determinar la existencia de un cambio de régimen a partir de 1985. Estas rupturas encontradas coinciden en la mayoría de los casos con acontecimientos económicos que han marcado el rumbo de las finanzas públicas españolas en los últimos 34 años. La relevancia de las fechas detectadas puede ser doble. Por un lado, porque ello permite clasificar desde el punto de vista estadístico, y utilizando técnicas robustas, los distintos «episodios» acontecidos en las finanzas públicas. Por otro, porque además podría ser de utilidad para futuros trabajos econométricos en los que el conocimiento de las rupturas acaecidas en las distintas series fiscales estudiadas puede resultar determinante para la no generación de relaciones «espurias» entre estas variables y otras variables macroeconómicas para las que la teoría económica nos sugiere una relación de largo plazo (cointegración, mecanismo de corrección de error, vectores autorregresivos), y para determinar con un mayor grado de precisión el orden de integrabilidad de las propias variables fiscales (raíces unitarias).

5. Apéndices

A) Fuentes y datos

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española para el período 1964-1997, procedentes de las Cuentas de las AA.PP. de la Contabilidad Nacional del I.N.E. y las Cuentas Financieras de la Economía Española que elabora el Banco de España. Las variables nominales se han deflactado utilizando el deflactor del PIB (base 1986).

- P_t: Deflactor del PIB a coste de los factores, base 1986. Fuente: Banco de España (1998) y Molinas *et al.* (1991).
- Y_t: Producto Interior Bruto en términos nominales. Fuente: Banco de España (1998) y Molinas *et al.* (1991).
- y_t: Producto Interior Bruto en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y Molinas *et al.* (1991).
- it_t: Ingresos públicos totales en términos reales. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.
- ic_t: Ingresos públicos corrientes en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- ii_t: Impuestos indirectos en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- id_t: Impuestos directos en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- ir_t: Impuesto sobre la renta de las personas físicas en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- is_t: Impuestos sobre sociedades en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- cs_t: Cotizaciones sociales totales en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- gt_t: Gastos públicos totales en términos reales. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.
- gc_t: Gastos públicos corrientes en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- g_t: Gastos públicos primarios en términos reales. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.
- rb_t: Intereses de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.
- cpu_t: Consumo público en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- ra_t: Remuneración de asalariados públicos en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- cpuns_t: Consumo público no salarial en términos reales (cpu_t-ra_t). Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- se_t: Subvenciones de explotación en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- ps_t: Prestaciones sociales en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.

- ipu_t: Inversión pública en términos reales. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- spu_t: Ahorro público total en porcentaje del PIB. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- spup_t: Ahorro público primario en porcentaje del PIB. Fuente: Banco de España (1998) y elaboración propia.
- def_t: déficit público total (capacidad o necesidad de financiación) en porcentaje del PIB. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.
- d_t: déficit público primario en porcentaje del PIB. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (1998), Banco de España (1998) y elaboración propia.

Todos los cálculos han sido realizados con RATS, versiones 3.11 y 4.10, y Gauss versión 3.3. Datos y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles previa petición a los autores.

GRÁFICO A.1

EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS PÚBLICOS EN TÉRMINOS REALES (1964-1997)

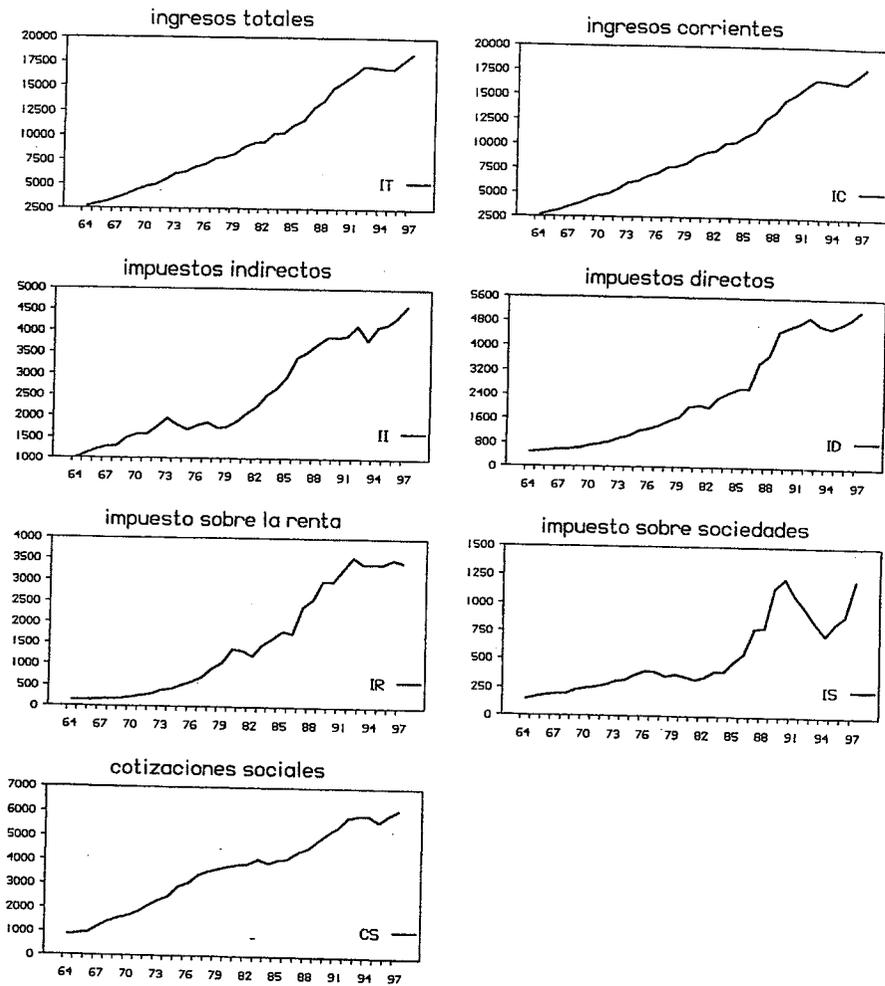


GRÁFICO A.2

EVOLUCIÓN DE LOS GASTOS PÚBLICOS EN TÉRMINOS REALES (1964-1997)

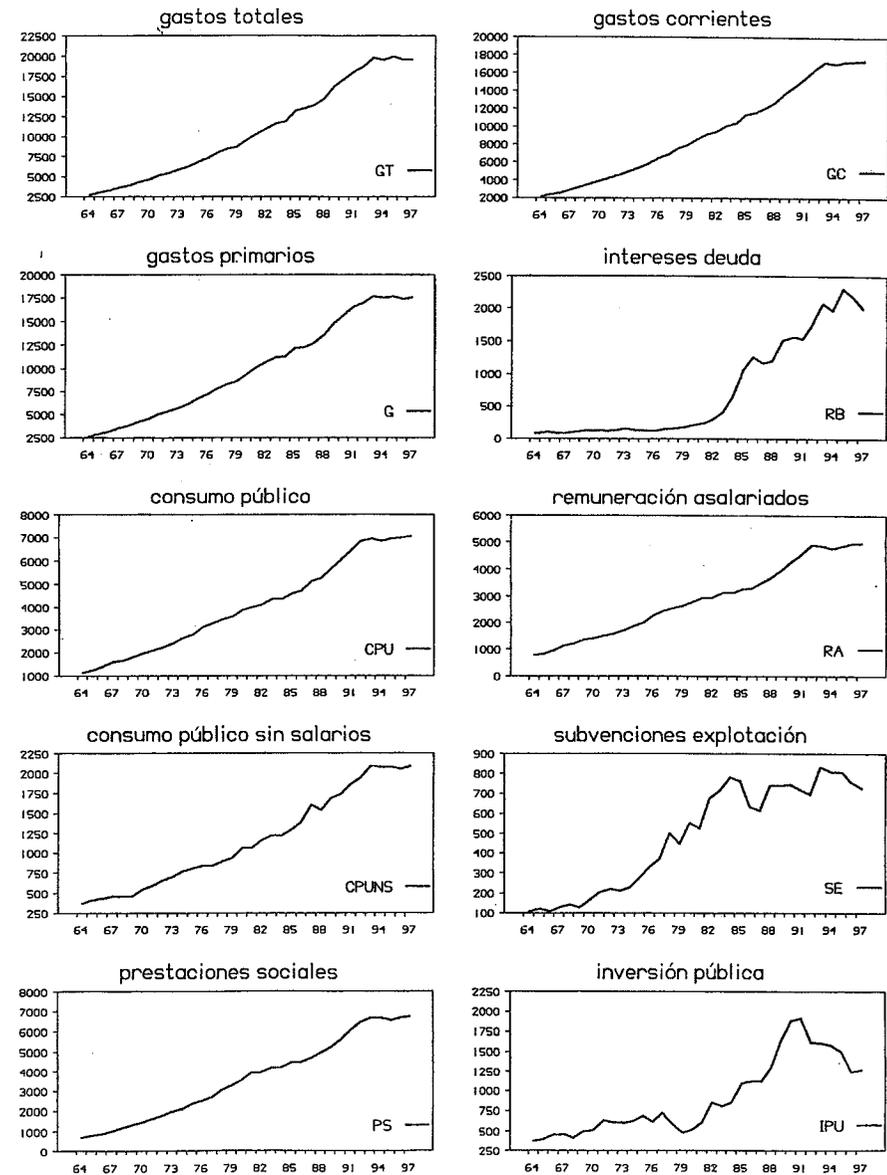


GRÁFICO A.3

EVOLUCIÓN DE LOS SALDOS PRESUPUESTARIOS EN % DEL PIB
(1964-1997)

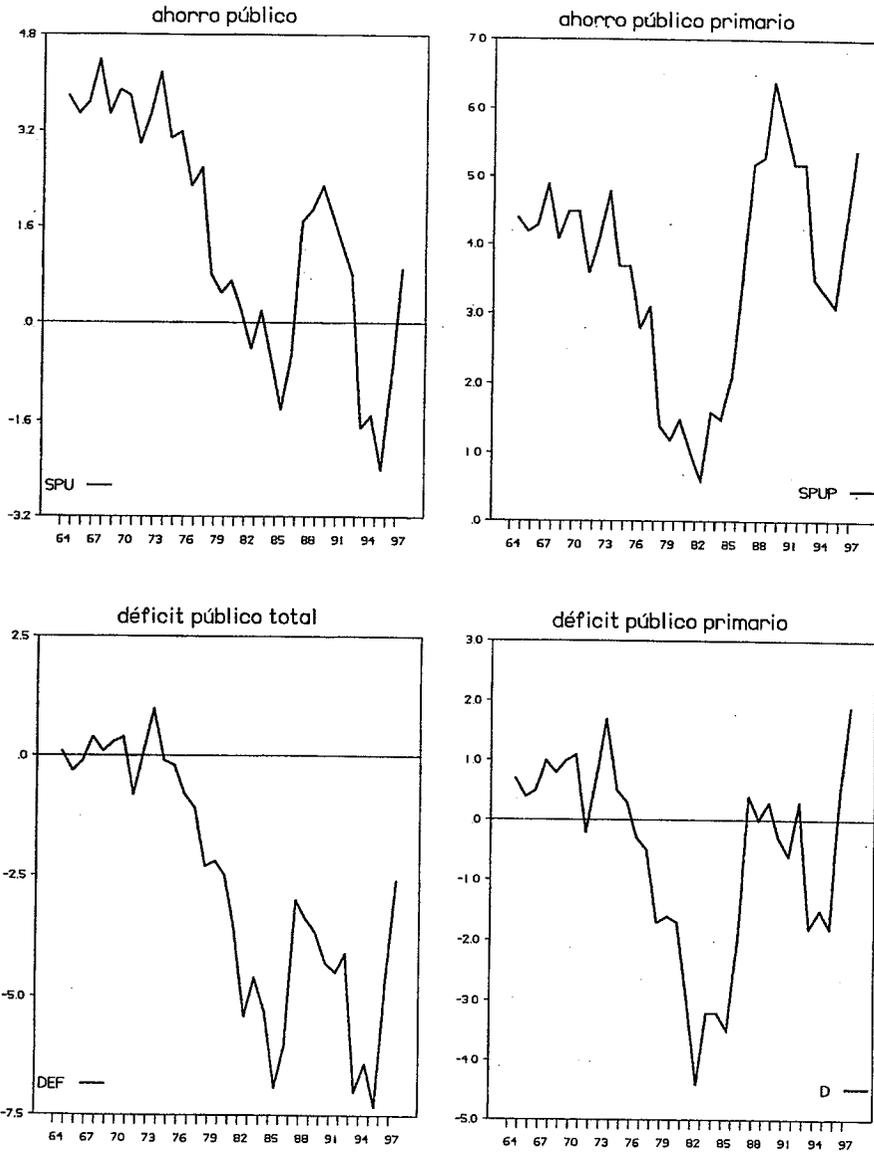


GRÁFICO A.4

EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES CÍCLICOS (EN %) DE LOS INGRESOS PÚBLICOS Y EL PIB REAL
(1964-1997)

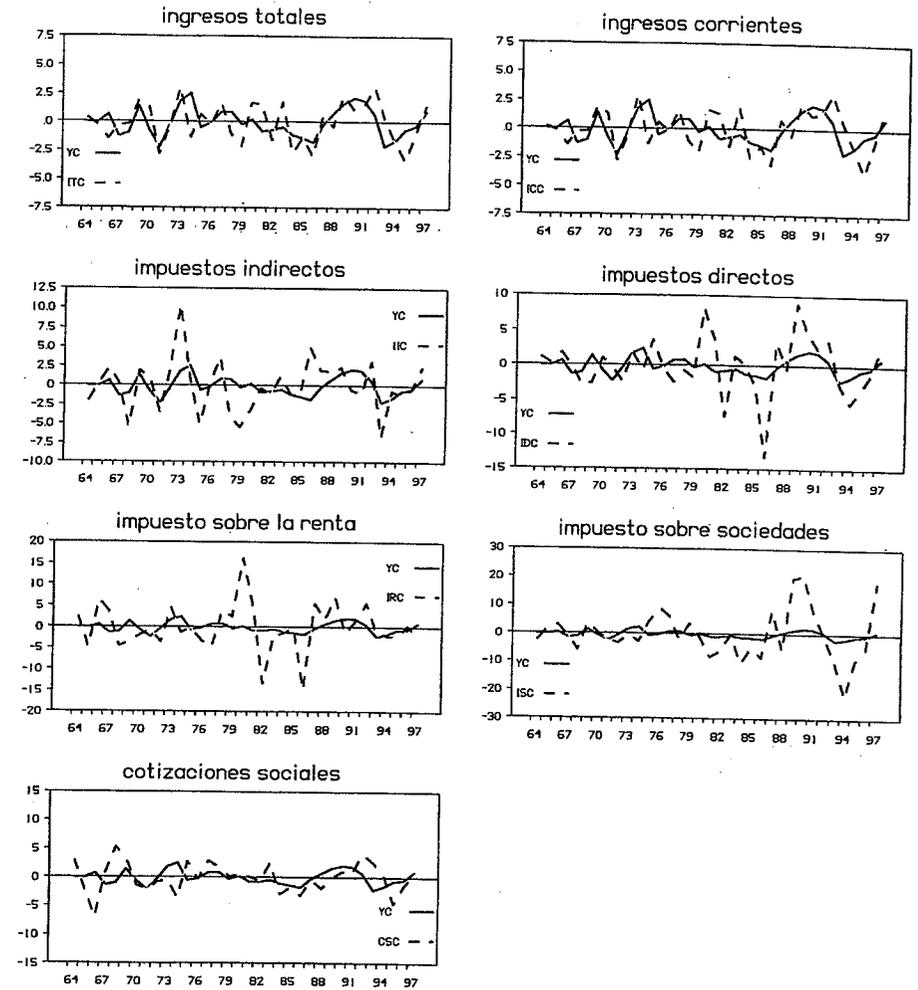


GRÁFICO A.5

EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES CÍCLICOS (EN %) DE LOS GASTOS PÚBLICOS Y EL PIB REAL (1964-1997)

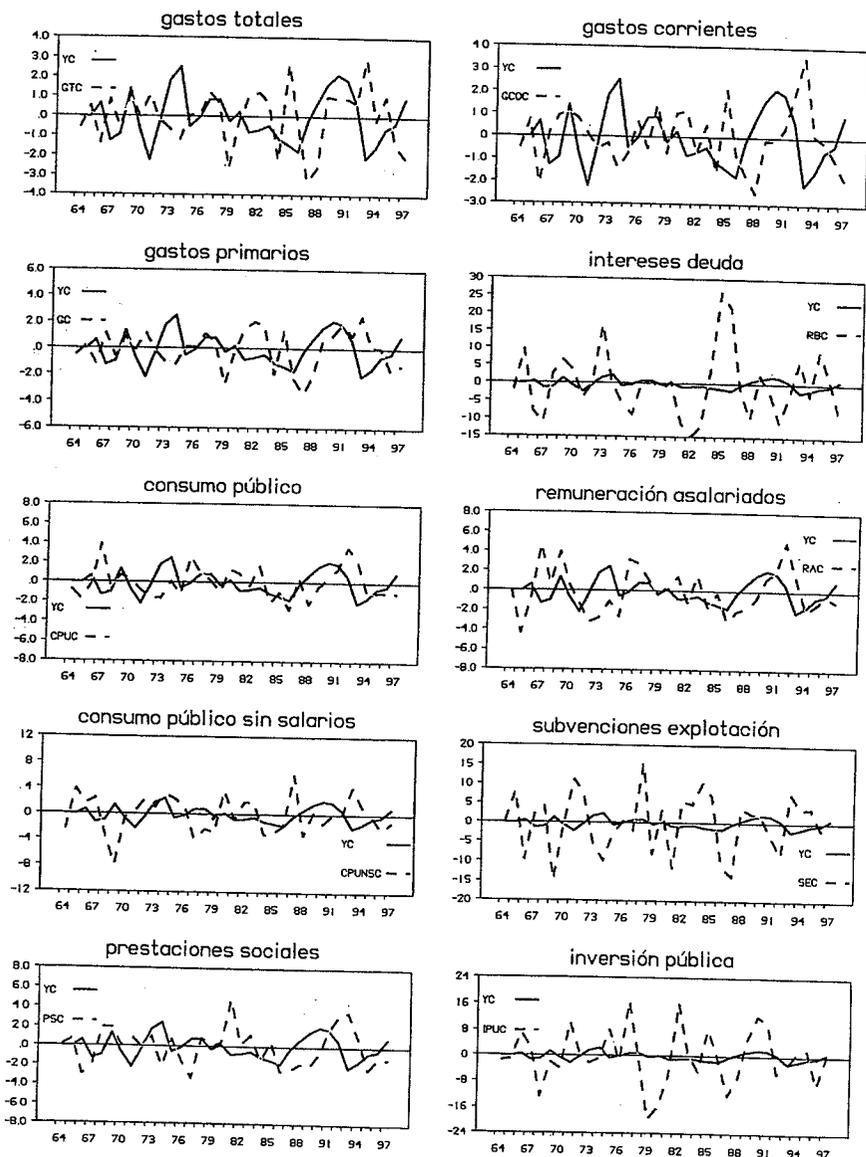
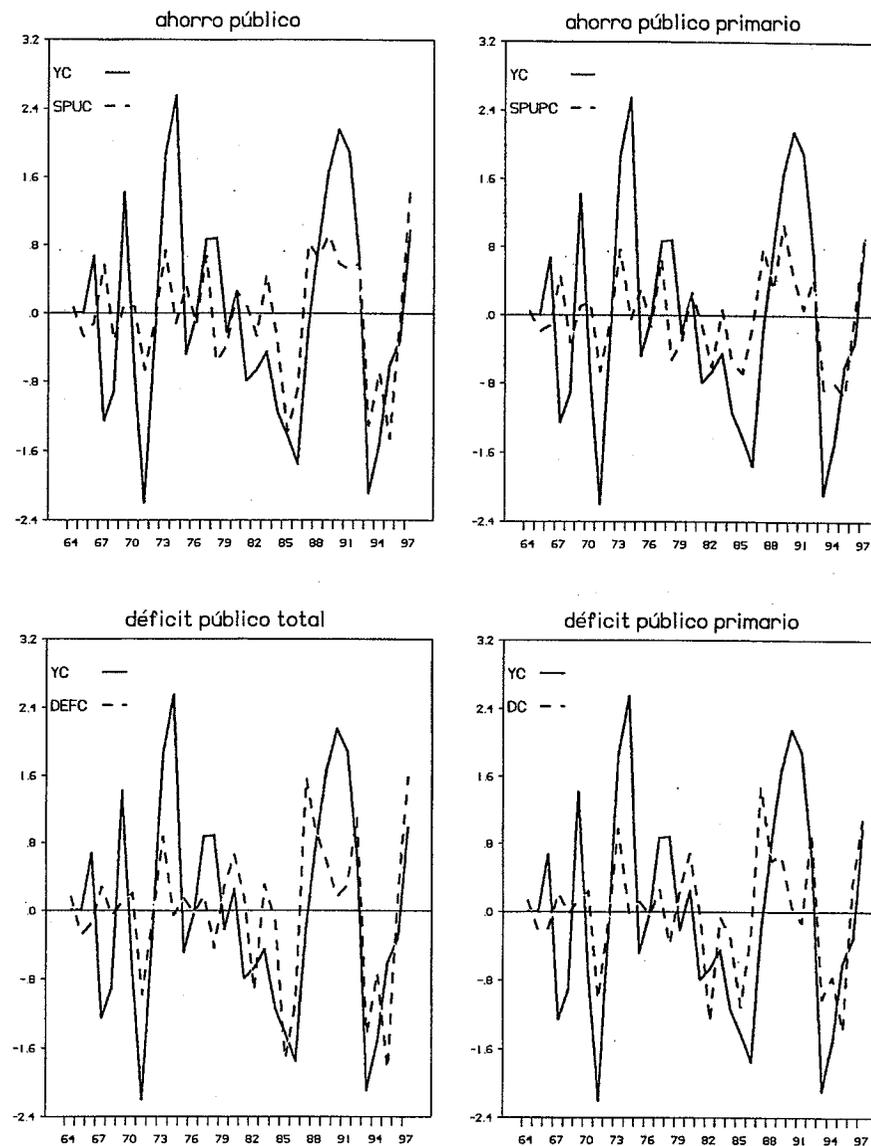


GRÁFICO A.6

EVOLUCIÓN DE LOS COMPONENTES CÍCLICOS (EN %) DE LOS SALDOS PRESUPUESTARIOS Y EL PIB REAL (1964-1997)



B) Contraste de la *ratio* de varianzas de Cochrane (1988 corregido por sesgo, \tilde{V}^k)

La medida clásica del grado de persistencia ha sido la aproximación ARMA propuesta fundamentalmente por Campbell y Mankiw (1987a, 1987b), que consiste en el cálculo del componente autorregresivo $\alpha(1)$, o el efecto de una innovación o *shock* sobre el nivel de y_t en un futuro infinitamente lejano, a partir de la estimación de modelos ARMA (p,q) para la primera diferencia de la serie analizada, Δy_t . No obstante, Cochrane (1988) mostró que los modelos ARMA de orden relativamente bajo tienden a sobreestimar el grado de persistencia de la serie [las estimaciones puntuales de $\alpha(1)$ suelen ser bastante sensibles a los valores elegidos de p y q], por lo que propuso una medida alternativa de persistencia basada en la varianza a largo plazo de las primeras diferencias de la serie. Así, si consideramos que y_t es un proceso no estacionario o $I(0)$, entonces $\text{var}(y_{t+1} - y_t) = 2\text{var}(y_t) + c_1$, y $\text{var}(y_{t+k+1} - y_t) = 2\text{var}(y_t) + c_k$, donde c_1 y c_k son dos constantes no negativas. Por el contrario, si y_t es $I(1)$, $\text{var}(y_{t+k+1} - y_t) = (k+1) \text{var}(y_{t+1} - y_t)$. Por lo tanto, el grado de persistencia o el indicador de no estacionariedad puede estimarse como una suma ponderada de coeficientes de autocorrelación a través del denominado *ratio de varianzas*:

$$V^k = \frac{1}{k+1} \frac{\text{var}(y_{t+k+1} - y_t)}{\text{var}(y_{t+1} - y_t)} = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left[1 - \frac{j}{k+1} \right] \rho_j \quad [1]$$

donde $\Delta y_j \rho_j$ son los coeficientes de autocorrelación (poblacionales) de orden $k = 1, 2, 3, \dots$ de Δy_t . Resulta fácilmente demostrable que si y_t es un proceso no estacionario o $I(1)$ el *ratio* $V^k \rightarrow 1$ conforme $k \rightarrow \infty$, mientras que si y_t es un proceso estacionario en tendencia o $I(0)$, entonces $V^k \rightarrow 0$ conforme $k \rightarrow \infty$. Para una serie con *shocks* permanentes y transitorios V^k converge a un valor positivo y distinto de cero, conforme $k \rightarrow \infty$, representando dicho valor representa el *ratio* entre la varianza del *shock* en el componente permanente (o de paseo aleatorio) y la varianza de las primeras diferencias de la serie. Por tanto:

$$V = \lim_{k \rightarrow \infty} V^k \quad [2]$$

es una medida adecuada de persistencia.

Puesto que en la práctica sólo se dispone de un número finito de observaciones muestrales, en realidad la *ratio de varianzas estimado* será:

$$\hat{V}^k = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left[1 - \frac{j}{k+1} \right] \hat{\rho}_j \quad [3]$$

donde $\Delta y \hat{\rho}_j$ son las autocorrelaciones muestrales. Por su parte, los correspondientes errores estándar asintóticos de [3] se calculan como:

$$\text{SE}(\hat{V}^k) = \frac{\hat{V}^k}{\sqrt{\frac{3}{4} (T / (k+1))}} \quad [4]$$

Por otra parte, resultados analíticos en Cochrane (1988) y un experimento de Monte Carlo realizado en Campbell y Mankiw (1987b) sugieren que en la práctica se debe utilizar una corrección de [3] por los grados de libertad [multiplicar por $T/(T-k)$] para reducir el sesgo a la baja que se produce en el estimador cuando k aumenta. En este sentido, en la aplicación práctica de nuestro trabajo se presenta un estimador corregido de \hat{V}^k , que denominamos, siguiendo a Coerlich (1990, 1991), como la *ratio de varianzas corregido por sesgo*, y que viene dado por la siguiente expresión:

$$\tilde{V}^k = \frac{T}{T-k} \hat{V}^k \quad [5]$$

C) Contrastes de existencia de múltiples cambios estructurales en modelos lineales de Bai y Perron (1998a, 1998b)

En Bai y Perron (1998a, 1998b) se propone una metodología para contrastar la existencia de múltiples cambios estructurales, cuando los puntos de ruptura no son conocidos, a través de un procedimiento en el que se considera incertidumbre respecto a la secuencia de los cambios estructurales.

Partiendo de una regresión lineal múltiple con m cambios estructurales (y por tanto $m+1$ regímenes):

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j)$$

donde $j = 1, \dots, m+1$, y (T_1, \dots, T_m) son los períodos en los que sitúan los cambios estructurales (por convención, $T_0 = 0$, y $T_{m+1} = T$). En este modelo, y_t es la variable independiente, x_t y z_t son vectores de variables independientes, y β y δ_j ($j = 1, \dots, m+1$) son sus correspondientes vectores de coeficientes, y por último, u_t es un vector de perturbaciones. El sistema anterior puede reescribirse en forma matricial:

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0 \delta^0 + U \quad [7]$$

donde $Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $X = (x_1, \dots, x_T)'$, $U = (u_1, \dots, u_T)'$, $\delta = (\delta_1', \delta_2', \dots, \delta_{m+1}')'$, y \bar{Z} es la matriz diagonal de particiones de Z a partir de un conjunto de m cambios estructurales. Por último, el superíndice 0 se refiere al verdadero valor de los parámetros y particiones.

El objetivo del contraste es estimar el conjunto de coeficientes desconocidos $(\beta^0, \delta_1', \dots, \delta_{m+1}', T_1', \dots, T_m')$, suponiendo un número de rupturas m que puede tratarse en general como una variable desconocida con un valor verdadero m^0 . El método de estimación empleado está basado en la minimización por mínimos cuadrados ordinarios para cada una de las m particiones efectuadas, y a partir de las mismas es posible la contrastación de hipótesis mediante la construcción del correspondiente estadístico F . En general, es posible realizar dos tipos de contrastes: i) la contrastación de la no existencia de cambio estructural alguno frente a la existencia de un número concreto de cambios estructurales, y ii) la existencia de un número l frente a $l+1$ cambios estructurales.

C.1. *Contraste de no existencia de cambios estructurales frente a un número fijo de cambios*

El contraste se realiza a partir de la construcción del estadístico SupF, definido como el mayor de los estadísticos F para el contraste de no existencia de ninguna ruptura estructural ($m = 0$), respecto a la hipótesis alternativa de que existan k cambios estructurales.

Sea (T_1, \dots, T_k) una partición tal que $T_i = [T_{\lambda_i}]$ ($i = 1, \dots, k$), y R la matriz asociada tal que $(R \cdot \delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$, puede definirse el estadístico F_T para la contrastación de $\delta_1 = \dots = \delta_{k+1}$ frente a $\delta_i \neq \delta_{i+1}$ para cualquier i dado $(T_1 \dots T_k)$ tal y como:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \frac{\hat{\delta}' R' (R(\bar{Z}' M_x \bar{Z})^{-1} R')^{-1} R \hat{\delta}}{SSR_k} \quad [8]$$

donde SSR_k es la suma de los cuadrados de los residuos bajo la hipótesis alternativa, que depende de $(T_1 \dots T_k)$, siendo q el número de regresores cuyos coeficientes están sujetos a cambio, y p el número de regresores cuyos coeficientes permanecen invariables para todo el tamaño muestral.

Para realizar el análisis asintótico, es necesario imponer restricciones sobre la situación de los posibles valores de los cambios estructurales (en particular sobre la dimensión mínima de los intervalos), que denominaremos Λ_ϵ . De este modo, se define el estadístico SupF como:

$$\text{Sup}F_T(k; q) = \sup_{\lambda_1, \dots, \lambda_k \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) \quad [9]$$

Este contraste no es más que una generalización del contraste supF que se realiza en Andrews (1993), para $k = 1$.

C.2. *Contraste de l frente a l + 1 cambios estructurales*

Este contraste, complementario del anterior, considera como hipótesis nula la existencia de l cambios estructurales desconocidos frente a la alternativa de la existencia de un cambio estructural adicional. En primer lugar, se estima la situación de los cambios estructurales $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l$ asociados a la minimización de la suma de los cuadrados de los residuos de la modelización con l cambios estructurales. A continuación, se contrasta la existencia de un cambio estructural dentro de cada uno de los $(l + 1)$ segmentos. De este modo, el contraste se define como:

$$F_T(l+1 | D) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad [10]$$

donde:

$$\Lambda_{i,\eta} = \{ \tau; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \} \quad [11]$$

y $\hat{\sigma}^2$ es una estimación consistente de σ^2 bajo la hipótesis nula. En Bai y Perron (1998a) se han tabulado los valores críticos de ambos tipos de contrastes.

Referencias

1. AIYAGARI, S. R.; CHRISTIANO, L. J. y EICHENBAUM, M. (1992): «The Output, Employment, and Interest Rates Effects of Government Consumption», *Journal of Monetary Economics* 30, pp. 73-86.
2. ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1995): «Fiscal Adjustment: Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries», *Economic Policy* 21, pp. 207-248.
3. ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1996): «Fiscal Adjustment in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects», *IMF Working Paper* n.º 9670, IMF, Washington.
4. ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1998): «The Political Economy of Fiscal Adjustment», *Brooking Papers on Economic Activity*, n.º 1, pp. 197-266.
5. ANDREWS, D. W. K. (1991): «Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation», *Econometrica*, 59, 817-858.
6. ANDREWS, D. W. K. y MONAHAN, J. C. (1992): «An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator», *Econometrica*, 60, 953-966.
7. BACKUS, D. K. y KEHOE, P. J. (1992): «International evidence on the historical properties of business cycles», *American Economic Review* 82, pp. 864-888.
8. BAI, J. y PERRON, P. (1998a): «Estimating and Testing Linear Models with multiple Structural Changes», *Econometrica* 66, pp. 47-78.
9. BAI, J. y PERRON, P. (1998b): «Computation and Analysis of multiple Structural Change Models», *manuscript*, Boston University.
10. BANCO DE ESPAÑA (1998): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1988-1997)*, Madrid.
11. BARRO, R. J. (1979): «On the determination of the public debt», *Journal of Political Economy* 87, pp. 940-971.
12. BARRO, R. J. (1981): «Output Effects of Government Purchases», *Journal of Political Economy* 84, pp. 343-350.
13. BARRO, R. J. (1995): «Optimal Debt Management», *NBER Working Paper Series*, n.º 5327, Cambridge, Massachusetts.
14. BARRO, R. J. (1997): «Optimal Management of Indexed and Nominal Debt», *NBER Working Paper Series*, n.º 6197, Cambridge, Massachusetts.
15. BAXTER, M. y KING, R. G. (1993): «Fiscal Policy in General Equilibrium», *American Economic Review* 83, pp. 315-334.
16. BAXTER, M. y KING, R. G. (1995): «Measuring Business Cycles: Aproximate Band-pass Filters for Economic Times Series», *NBER Working Paper*, n.º 5022.
17. BORONDO, C. y GONZÁLEZ, Y. (1997): «Características cíclicas de los precios y la inflación en España: una aproximación al efecto de la rigidez nominal de los precios», *Revista Española de Economía*, vol. 14, n.º 2, pp. 153-187.
18. CAMPBELL, J. Y. y MANKIW, N. G. (1987a): «Are output fluctuations transitory?», *The Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 857-880.
19. CAMPBELL, J. Y. y MANKIW, N. G. (1987b): «Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations», *American Economic Review*, 77, pp. 111-117.
20. COCHRANE, J. H. (1988): «How big is the random walk in GNP?», *Journal of Political Economy*, 96, pp. 893-920.
21. DANTHINE, J. P. y DONALDSON, J. (1993): «Methodological and Empirical Issues in Real Business Cycle Theory», *European Economic Review*, 37, pp. 1-35.

22. DOLADO, J. J.; SEBASTIÁN, M. y VALLÉS, J. (1993): «Cyclical patterns of the Spanish economy», *Investigaciones Económicas*, XVII, pp. 445-473.
23. EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M. y FISHER, J. (1998): «Understanding the effects of a shock to government purchases», Northwestern University, *manuscript*.
24. EICHENBAUM, M. y FISHER, J. (1998): «How does an increase in government purchases affect the economy?», *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, pp. 29-43.
25. ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J. I. y TAMARIT, C. R. (1993): «Déficit público, deuda pública, tax-smoothing y cointegración: el caso de España», *Revista Española de Economía*, vol. 10, núm. 2, pp. 261-281.
26. ESTEVE, V.; SAPENA, J. y TAMARIT, C. R. (1998): «Gasto público, taxsmoothing y déficit público óptimo: el caso de España», *Revista Española de Economía*, vol. 15, n.º 2, pp. 167-198.
27. FIORITO, R. (1997): «Stylized Facts of Government Finance in the G-7», *IMF Working Paper*, n.º 142, IMF, Washington.
28. FIORITO, R. y KOLLINTZAS, T. (1994): «Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a real Business Cycles Perspective», *European Economic Review*, 38, pp. 235-269.
29. FRENKEL, J. A.; RAZIN, A. y YUEN, C. (1996): *Fiscal policies and Growth in the world economy*, MIT Press, Cambridge, Third Edition.
30. GIAVAZZI, F. y PAGANO, M. (1990): «Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries», en O. J. BLANCHARD y S. FISHER (eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1990*, MIT Press, pp. 75-122.
31. GIAVAZZI, F. y PAGANO, M. (1996): «Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience», *Swedish Economic Policy Review*, 3, pp. 67-103.
32. GOERLICH, F. (1990): «Medidas univariantes de persistencia en la serie del Producto Interior Bruto», *Documento de Trabajo*, n.º 90-04, Servicio de Estudios, Federación Valenciana de Cajas de Ahorro.
33. GOERLICH, F. (1991): «Persistencia en las fluctuaciones económicas: evidencia para el caso español», *Investigaciones Económicas*, vol. XV, n.º 1, pp. 193-202.
34. HODRICK, R. y PRESCOTT, E. C. (1997): «Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp. 1-16.
35. KYDLAND, F. y PRESCOTT, E. C. (1990): «Business Cycles: Real Facts and a Monetaxy Myth», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14, pp. 318.
36. LIU, J.; WU, S. y ZIDEK, J. V. (1997): «On Segmented multivariate Regressions», *Statistica Sinica*, 7, pp. 497-525.
37. LUCAS, R. E. Jr. (1977): «Understanding Business Cycles», en K. BRUNNER y L. H. MELTZER (eds.): *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 5, pp. 7-29.
38. McDERMOTT, C. J. y WESCOTT, R. F. (1996): «An Empirical Analysis of Fiscal Adjustment», *IMF Staff Papers*, 43, n.º 4, pp. 725-753.
39. MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M. y ZABALZA, A. (eds.) (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.
40. PUCH, L. y LICANDRO, O. (1997): «Are there any special features in the Spanish business cycle», *Investigaciones Económicas*, XXI, pp. 361-394.
41. SUTHERLAND, A. (1997): «Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy», *Journal of Public Economics*, 65, pp. 147-162.
42. YAO, Y.-C. (1988): «Estimating the Number of Change-Points via Schwarz' Criterion», *Statistics and Probability Letters*, 6, pp. 181-189.



Políticas de disuasión óptima en la evasión fiscal. Contrastación empírica

JUAN CARLOS GAMAZO CHILLÓN y MARÍA LUISA ALBILLOS FERNÁNDEZ

Universidad de Valladolid

Recibido: Marzo, 1999

Aceptado: Marzo, 2000

Resumen

Los trabajos precedentes sobre disuasión óptima de la evasión fiscal tratan sobre los efectos que en la decisión de evadir puedan tener las actuaciones de la Administración Tributaria hasta el momento de la detección y suponen, con mucha frecuencia, que toda evasión detectada resulta sancionada. No se aborda, por tanto, el estudio de las consecuencias que sobre la efectividad de las sanciones y sobre el nivel de evasión fiscal origina el proceso administrativo y jurisdiccional que puede tener lugar tras la detección. En este papel sugerimos que en el análisis y en la política disuasoria de la evasión fiscal se precisa una inserción adecuada del sistema jurídico. Sólo con esta inclusión podremos identificar los incentivos establecidos por el sistema jurídico en la motivación de las distintas conductas de los contribuyentes y, en su caso, sugerir las correcciones que procedan.

J.E.L.: H-26, K-41 y K-34

Palabras clave: evasión fiscal, políticas de disuasión, incentivos del sistema jurídico, litigación.

Abstract

Previous works on optimum dissuasion of tax evasion discuss the effects which individual decision to evade has on the performance of the tax authorities up the moment of detection. The underlying assumption is that all detected evasion is sanctioned. However, judicial procedures, which may occur after tax evasion, have also important effect on the effectiveness of the sanctions and on the level of fiscal evasion. These consequences are not taken into account by most analysis in this topic. This paper suggests that the traditional analysis, and the dissuasive policie against tax evasion, require an adequate consideration of the judicial system. Only by including those effects into the analysis, the role of incentives established by the judicial system on the motivation of different behaviours on tax-payers can be identified, and, if possible, suggestions to improve dissuasion policies can be made.

J.E.L.: H-26, K-41, and K-34

Key-words: tax evasion, dissuasion policies, judicial system incentives, litigation.