

POLITICA FISCAL Y PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA: UN ANALISIS DE SERIES TEMPORALES*

VICENTE ESTEVE**

Universidad de Valencia, España

Abstract

In this paper we use a endogenous growth model with productive public capital to investigate the degree to which observed Spanish fiscal policies can account for slowdown in the growth rates of labor productivity since 1970. The model implies a long-run relationship exists between the labor productivity, the ratio of public-to-private capital, the average tax rate, and the stock of private capital per employee. The model is estimated for Spanish economy, using annual data for the period 1964-1997.

I. Introducción

La productividad es el determinante principal del crecimiento potencial de la economía y, por tanto, de su evolución en el largo plazo. En los últimos años se han planteado diferentes hipótesis para explicar la ralentización de la tasa de crecimiento de la productividad aparente del trabajo en los países industrializados. Una las principales –conocida como la “hipótesis del capital público”– fue planteada por Aschauer (1989a, 1989b) y Munnell (1990a, 1990b) y sugiere que los gobiernos han mantenido los *stock* de capital público por debajo de sus niveles óptimos, lo

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del Programa de ayudas y becas para el fomento de la investigación científica y el desarrollo tecnológico de la Comunidad Valenciana, Proyectos GR01-167 y GV01-127 y del Proyecto del Plan Nacional de I+D Español, SEC2002-03651. Se agradecen los comentarios de dos árbitros anónimos.

** Departamento de Economía Aplicada II, Universidad de Valencia, Apartado Oficial 22006, 46071, Valencia, España. E-mail: vicente.esteve@uv.es

que ha obstaculizado la productividad de los *input* complementarios del sector privado.

Teorías alternativas para explicar este fenómeno sugieren diferentes orígenes del problema: a) una vuelta a un crecimiento “normal” después de las altas tasas de crecimiento registradas tras el fin de la segunda guerra mundial; b) cambios en factores demográficos que han llevado a la reducción de la “calidad” de la fuerza laboral; c) una caída de la tasa de crecimiento en el gasto de I+D; d) un crecimiento en los costos relacionados con el cumplimiento de las regulaciones públicas, tales como exigencias medioambientales y de seguridad o salud pública; e) los altos costos de la energía ocasionados por los sucesivos *shocks* del petróleo; f) dificultades en medir la productividad del sector servicios; g) ineficiencias temporales relacionadas con la introducción de las nuevas tecnologías; h) la aceleración de la obsolescencia del *stock* de capital.¹ La mayoría de las explicaciones son intuitivas y pueden ser contrastadas parcialmente por los datos disponibles, por lo que los autores que defienden la “hipótesis del capital público” presentan estas teorías alternativas como complementarias. Una nueva línea de trabajo que busca dar una explicación más satisfactoria a las bajas tasas de crecimiento de la productividad del trabajo en algunos países industrializados ha sido recientemente propuesta por Cassou y Lansing (1998, 1999). Ahora el eje del problema se traslada a la posible responsabilidad de la política fiscal en un sentido más amplio, recogiendo tanto el papel de la evolución temporal del gasto público en inversión (o del *stock* de capital público) como de la participación de los impuestos en el PIB.

En nuestro trabajo utilizamos el modelo de crecimiento endógeno con capital público propuesto por Cassou y Lansing (1998, 1999) para investigar para la economía española, con datos anuales para el periodo 1964-1997, el grado de responsabilidad de las políticas fiscales en la ralentización de las tasas de crecimiento de la productividad aparente del trabajo. El modelo permite derivar de un proceso optimizador de los agentes una ecuación de largo plazo en la que la productividad aparente del trabajo depende de la *ratio* del *stock* de capital público/*stock* de capital privado, de los tipos impositivos medios y del *stock* de capital privado por empleado.

La novedad de nuestra aplicación empírica es que tratamos de aislar el impacto de dos variables relacionadas con la política fiscal sobre el comportamiento a largo plazo de la productividad del trabajo: i) el *stock* de capital público, representativo de la hipótesis del “capital público”; ii) y las tasas impositivas medias, cuyo crecimiento en el periodo estudiado podría ayudar a explicar la ralentización en la tasa de crecimiento de la productividad.

El trabajo se ordena de la forma siguiente: en la sección que sigue a continuación se presentan las tendencias observadas en las principales variables implicadas para el caso de la Unión Europea, EE.UU. y Japón, con especial énfasis en los datos de la economía española; en la tercera se presenta brevemente el modelo teórico utilizado del que se deriva la relación de largo plazo entre la productividad del trabajo y las variables explicativas, y se exponen los principales resultados empíricos; la cuarta sección recoge las principales conclusiones y,

finalmente, se presentan varios anexos con los datos, fuentes y alguna de las técnicas econométricas utilizadas en la aplicación empírica.

II. Algunos Hechos Estilizados

En esta sección se presentan algunas estadísticas básicas para Europa, EE.UU. y Japón referidas a la evolución de la tasa de variación de la productividad aparente del trabajo, medida como el *output* por empleado (Cuadro 1), los ingresos corrientes como porcentaje del PIB (Cuadro 2), la intensidad del capital físico (Cuadro 3) y la *ratio* del capital público sobre el capital total (Cuadro 4). Por un lado, en el Cuadro 1 se observa cómo en todos los países, a partir de 1974 y hasta 1995, tiene lugar una desaceleración de la productividad, más acusada en Europa que en EE.UU. y en Japón, al partir los países europeos de tasas de crecimiento medias más altas para el periodo 1961-73. Este fenómeno cambia radicalmente a partir de 1996, pues mientras en la UE y en Japón se entra en una fase de estancamiento, en la economía americana –y como consecuencia de la Nueva Economía– la productividad creció notablemente, recuperándose las tasas previas de los años sesenta.²

En el caso de la economía española esta desaceleración y posterior estancamiento de la productividad del trabajo parece ser más acusada. Para España, además de las ya mencionadas cifras promedio por periodos que aparecen en el Cuadro 1, se representa también en el Gráfico 1 la evolución del nivel de la productividad y de su tasa de crecimiento. Esta parece apuntar a que se han producido diversos cambios estructurales en su perfil temporal desde los años

CUADRO 1

EVOLUCION DE LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO EN LOS PAISES
DE LA UNION EUROPEA, ESTADOS UNIDOS Y JAPON^a
(1961-2000)

	1961-73	1974-85	1986-90	1991-95	1996-2000
UE-15	4,4	2,0	1,9	2,1	1,3
UME-12 ^b	4,8	2,1	2,0	2,0	1,3
Alemania	4,0	1,9	1,9	2,1	1,1
Francia	4,7	2,2	2,4	1,5	1,4
Italia	5,5	1,8	2,1	2,1	1,1
Reino Unido	2,9	1,5	1,5	2,5	1,5
España	6,5	3,3	1,2	2,0	0,8
EE.UU.	2,4	1,0	1,0	1,2	2,4
Japón	7,9	2,7	4,1	0,8	1,1

Fuente: European Commission (2001).

^a Tasa de variación anual.

^b Zona euro.

CUADRO 2

EVOLUCION DE LOS INGRESOS CORRIENTES COMO PORCENTAJE DEL PIB
EN LOS PAISES DE LA UNION EUROPEA, ESTADOS UNIDOS Y JAPON
(1961-2000)

	1961-73	1974-85	1986-90	1991-95	1996-2000
UE-15	–	42,0	44,5	45,0	47,0
UME-12 ^a	–	41,5	44,4	45,7	47,4
Alemania	38,2	44,9	44,4	45,7	46,9
Francia	37,2	44,4	49,0	49,2	51,8
Italia	28,9	34,0	41,1	45,4	46,9
Reino Unido	35,4	–	–	40,2	40,9
España	20,6 ^b	28,6	36,9	39,7	39,2
EE.UU.	28,7	30,3	31,2	31,4	33,0
Japón	19,9	26,9	32,7	32,3	27,4

Fuente: European Commission (2001).

^a Zona euro.

^b 1965-73, Esteve, Sapena y Tamarit (2001), Banco de España (2001). Elaboración propia.

CUADRO 3

EVOLUCION DE LA INTENSIDAD DEL CAPITAL EN LOS PAISES
DE LA UNION EUROPEA, ESTADOS UNIDOS Y JAPON^a
(1961-2000)

	1961-73	1974-85	1986-90	1991-95	1996-2000
UE-15	4,1	2,8	1,1	2,7	0,9
UME-12 ^b	4,5	3,0	1,2	2,7	1,0
Alemania	4,8	2,8	0,6	2,6	1,3
Francia	3,4	3,0	1,8	2,5	0,7
Italia	5,3	2,3	1,9	2,8	1,1
Reino Unido	2,5	1,7	0,5	2,3	0,9
España	4,2	5,2	0,5	3,9	0,6
EE.UU.	1,3	0,9	0,3	0,9	1,5
Japón	5,9	5,3	4,1	3,5	3,2

Fuente: European Commission (2001).

^a Tasa de variación anual.

^b Zona euro.

sesenta. En la economía española, en el primer cambio (fechado entre 1976 y 1977) que recoge la transición a la democracia tiene lugar una clara desaceleración, mientras que en el segundo (situado en 1994) tiene lugar una nueva desaceleración o, incluso, un estancamiento. Recientes estudios para la economía española muestran que este escaso avance de la productividad aparente del trabajo se debe

CUADRO 4

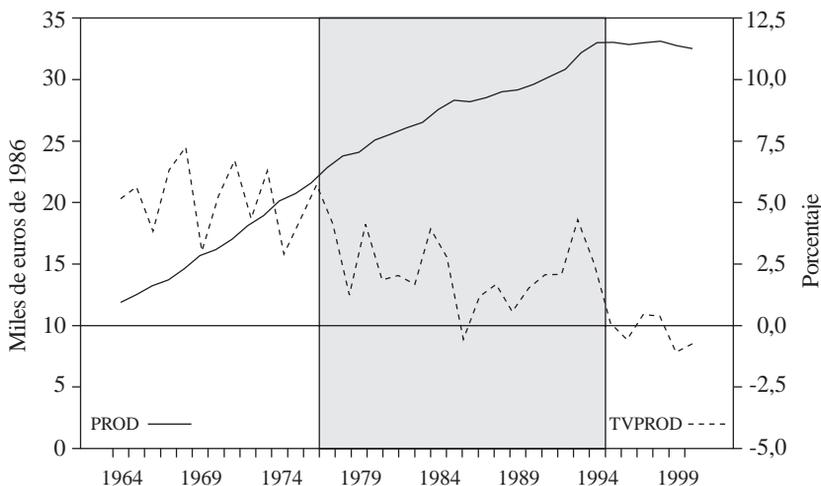
PARTICIPACION DEL CAPITAL PUBLICO EN EL CAPITAL TOTAL (%)
 EN LOS PAISES DE LA OCDE, UNION EUROPEA, ESTADOS UNIDOS Y JAPON
 (1970-1996)

	1970	1975	1980	1985	1990	1996
OCDE	15,00	14,84	14,55	14,38	14,27	14,40
UE-15	11,93	11,92	11,86	11,89	12,07	12,19
Alemania	7,65	7,76	7,89	7,84	7,72	7,46
Francia	14,74	14,43	14,43	14,98	15,84	17,63
Italia	14,58	14,42	14,38	14,26	14,26	14,07
Reino Unido	6,75	6,63	5,99	5,45	5,68	6,53
España	11,94	12,95	13,66	14,98	17,04	19,52
EE.UU.	17,22	16,52	15,22	14,35	13,80	13,34
Japón	18,17	19,39	21,49	22,45	21,97	22,92

Fuente: OECD (1997).

GRAFICO 1

PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO



fundamentalmente a la mejoría registrada por la calidad del capital humano, ya que tanto el progreso técnico (productividad total de los factores) como el stock de capital físico por empleado han contribuido de forma moderada a su evolución.³

Por otra parte, también sin excepción se observa en el Cuadro 2 cómo en todos los países ha aumentado la participación de los ingresos corrientes como

porcentaje del PIB, aunque en mayor medida en Europa y Japón que en EE.UU. La economía española, a su vez, es nuevamente la que ha experimentado un mayor crecimiento, tanto de la participación de los ingresos corrientes en el PIB como de la presión fiscal en sentido estricto (véanse Gráficos 2 y 4).

En el Cuadro 3 se presentan datos de la evolución de la intensidad de capital. En todos los países se ha ido reduciendo paulatinamente la tasa de crecimiento de la *ratio* capital/trabajo, aunque es la economía española la que presenta en el último periodo (1996-2000) la tasa de variación más baja. Por el contrario, son Japón y los EE.UU. los que han logrado mantener en la segunda mitad de los noventa unas tasas de crecimiento de intensidad de capital más elevadas, históricas en el caso de la economía americana.

Finalmente, en el Cuadro 4 se presentan, para aproximar la evolución de la *ratio* entre capital público/capital privado, los datos de la participación del *stock* capital público en el *stock* capital total desde 1970 a 1997, último año disponible. Destacar el estancamiento de esta variable en la mayoría de los países, la caída en los EE.UU. y el crecimiento en Francia, Japón y, sobre todo, en España. De este modo, en la actualidad la economía española se sitúa con porcentajes de participación del *stock* capital público en el total tan sólo superados por el caso japonés. Para lograr este cambio de tendencia la economía española ha tenido que acumular capital público a un ritmo muy superior al resto de las economías analizadas, más del doble que el correspondiente al conjunto de la Unión Europea y EE.UU.

En síntesis, para la economía española la evolución de los datos mostraría que, *a priori*, la desaceleración y posterior estancamiento de la productividad del

GRAFICO 2
INGRESOS PUBLICOS TOTALES/PIB

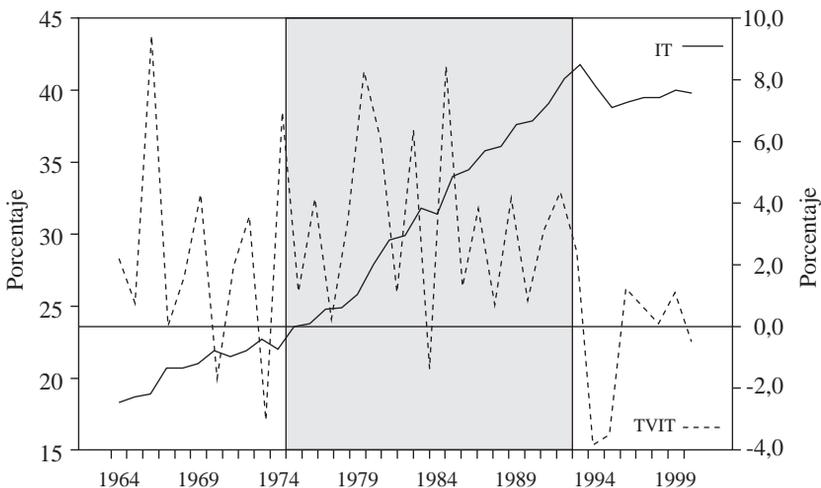


GRAFICO 3
IMPUESTOS DIRECTOS/PIB

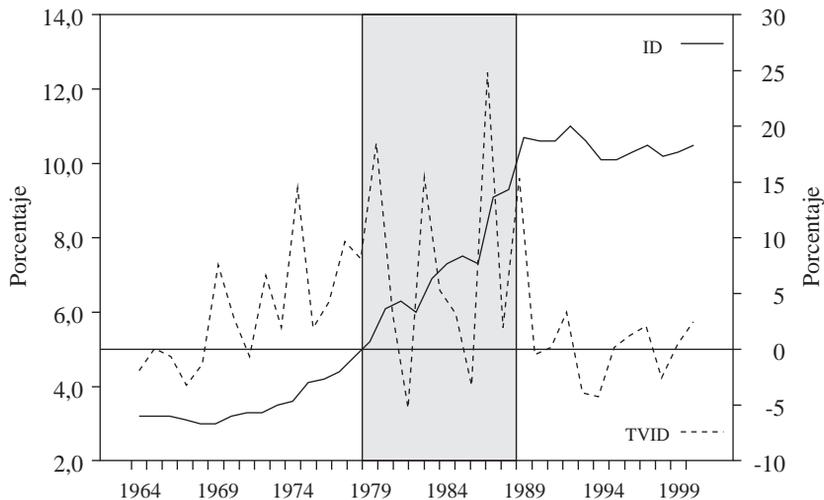
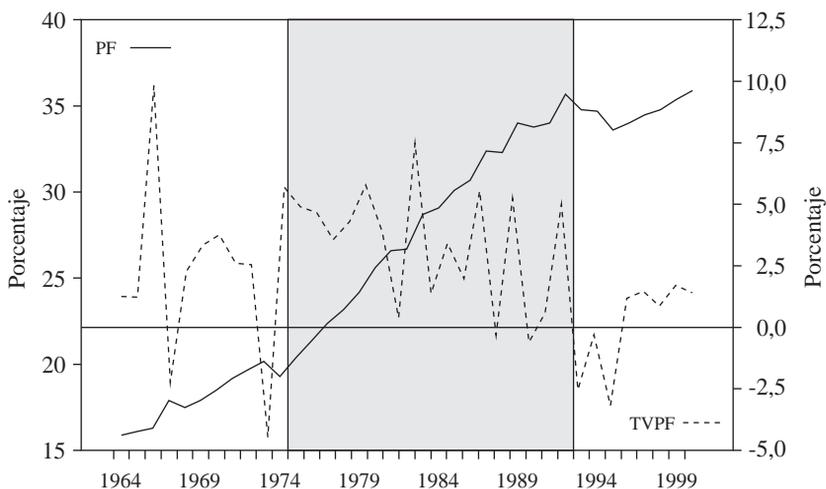


GRAFICO 4
PRESION FISCAL



trabajo ha coincidido en el tiempo con un aumento espectacular de la participación de los ingresos públicos en el PIB, junto con un aumento no menos importante de la *ratio* entre capital público/capital privado, dos fuerzas contrapuestas, tal y como postula el modelo teórico que se presenta a continuación. A estos dos factores habría que añadir un moderado crecimiento de la intensidad del capital privado desde la mitad de los ochenta. El objetivo de la presente investigación sería determinar económicamente la contribución (en %) de estos tres factores al cambio a largo plazo observado en la productividad aparente del trabajo de nuestra economía.

III. Un Modelo de Determinación a Largo Plazo de la Productividad del Trabajo de la Economía Española

3.1 Modelo teórico

En el presente trabajo se utiliza el modelo de crecimiento endógeno propuesto por Cassou y Lansing (1998, 1999) para obtener una ecuación de largo plazo directamente contrastable que relacione la productividad del trabajo, la evolución de la política fiscal y la acumulación de capital privado.⁴ Estos autores muestran cómo la política fiscal puede influir en las decisiones de producción, consumo, inversión y oferta de trabajo de los hogares y, por tanto, en la asignación de recursos de la economía, a través de dos canales: i) la tasas impositivas medias; ii) y la *ratio* entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado.⁵ En este modelo teórico la economía está compuesta por un sector privado que opera en mercados competitivos, con agentes que maximizan racionalmente una función objetivo, y que toman como dadas las variables que determina un gobierno “benévolo” que, a su vez, tiene en cuenta, para determinar su política fiscal óptima, las posibles reacciones del sector privado.

El sector privado está compuesto por dos unidades: las empresas y los hogares en sentido estricto. Por una parte, existe en la economía un número determinado de hogares que son propietarios de una empresa individual que produce un *output*, y_t , en cada periodo t de acuerdo con la expresión:

$$y_t = A_0 k_t^{\theta_1} (h_t l_t)^{\theta_2} k_{gt}^{\theta_3} \quad (1)$$

donde k_t es el *stock* de capital privado por empleado, l_t es la oferta de trabajo por empleado, k_{gt} es el *stock* de capital público por empleado, $A_0 > 0$ es un indicador del nivel de la tecnología y, por último, $\theta_i > 0$ (para $i = 1, 2, 3$) representa las elasticidades del *output* respecto a los tres factores productivos.⁶ La variable h_t representa un índice de conocimientos acumulados por el trabajador que hace aumentar la productividad, tanto para la empresa como para las actividades dedicadas por los hogares a la educación. Detrás de esta variable se encuentra el mecanismo propuesto por Romer (1986) de *learning by doing*, el cual queda capturado en el modelo expresando el nivel de h_t en función del *stock* de capital privado de la economía, k_t .

Por lo que respecta al gobierno, su papel en el modelo es elegir un programa óptimo de impuestos, τ_t , y de gasto público en inversión, i_{gt} , para maximizar la función de utilidad esperada del hogar representativo, tomando como dadas las reglas de decisión de los hogares y su propia restricción intertemporal.

Finalmente, en Cassou y Lansing (1998, 1999) se obtiene una expresión que incluye los factores determinantes a largo plazo del nivel de la productividad media del trabajo, $prod_t = y_t/l_t$:

$$\left\{ \frac{(A_0 R_t^{\theta_3})^{\gamma-1}}{\left[(1-\tau_t) \left(\frac{\theta_2}{\gamma \beta} \right) \right]^{1-\theta_2}} \right\}^{1/(\gamma-\theta_2)} k_t \quad (2)$$

donde el nivel de la productividad media del trabajo depende de $R_t = k_{gt}/k_t$, τ_t y k_t .⁷

3.2 Modelo empírico

Para obtener una expresión directamente estimable se procede a linealizar (2) llegándose, tras simplificar, y con las variables ahora expresadas en logaritmos,⁸ a la siguiente ecuación de largo plazo:⁹

$$prod_t = \alpha_0 + \alpha_1 k_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 (1 - \tau_t) + u_t \quad (3)$$

con $\alpha_1 = 1$, $\alpha_2 = \frac{\theta_3(\gamma-1)}{\gamma-\theta_2} > 0$, $\alpha_3 = \frac{\theta_2-1}{\gamma-\theta_2} > 0$ y u_t representa una perturbación estacionaria.

En síntesis, la solución del modelo lleva a una expresión del nivel de la productividad del trabajo en el largo plazo que la hace depender positivamente de la evolución de tres variables: i) del *stock* de capital privado por empleado, k_t ; ii) de la *ratio* entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado, R_t ; iii) y del menor nivel de las tasas impositivas medias de la economía, τ_t .

No obstante, la ecuación a estimar será diferente a la expresión (3), ya que al estar interesados en el cálculo de la elasticidad de la productividad/tasas impositivas, se ha sustituido $(1 - \tau_t)$ por τ_t :

$$prod_t = \lambda_0 + \lambda_1 k_t + \lambda_2 R_t + \lambda_3 \tau_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde $\lambda_3 < 0$ y, por lo tanto, la productividad del trabajo dependerá negativamente del nivel de las tasas impositivas medias de la economía, τ_t .¹⁰

3.3 Resultados empíricos

En esta sección, se estima para la economía española la ecuación de largo plazo (4) con datos anuales para el periodo 1964-1997. La construcción de las variables utilizadas se describe con más detalle en el Apéndice A. Para el caso de

la variable representativa de los impuestos medios de la economía, τ_t , se analiza la sensibilidad del ejercicio a la introducción de tres series temporales alternativas: i) los ingresos públicos totales como porcentaje del PIB o tasas impositivas totales medias, τ_t ; ii) los impuestos directos como porcentaje del PIB o tasas impositivas directas medias, τ_d ; iii) y la presión fiscal en sentido estricto, pf_t .¹¹

La estrategia de modelización econométrica sigue tres etapas.¹² En primer lugar, se comprueban las propiedades estocásticas de cada variable a través de una amplia batería de tests de raíces unitarias y de estacionariedad, dados los problemas que estos tipos de contrastes presentan en muestras finitas. En segundo lugar, los tests de raíces unitarias y de estacionariedad utilizados, así como los contrastes de cointegración presentan problemas en el contexto de series temporales que muestran en su perfil cambios estructurales, tales como la aparición de un acontecimiento extraordinario o de un cambio de régimen de política económica. Por ello, se utilizan recientes contrastes econométricos para detectar de manera endógena los posibles cambios estructurales en las sendas temporales de las variables estudiadas, tanto en un contexto de la hipótesis de raíz unitaria como en el caso de un modelo lineal. Finalmente, con el objeto de comprobar si los problemas estocásticos de las variables tienen alguna influencia en los parámetros estimados en la ecuación de cointegración, se utilizan también diferentes metodologías complementarias para estimar la relación de largo plazo. Posteriormente, se usan las elasticidades obtenidas en la relación de largo plazo para descomponer la contribución de las variables explicativas a la evolución temporal de la productividad del trabajo.

3.3.1 Análisis univariante de las variables (I): estacionariedad

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza la corrección de los tests de Dickey-Fuller recientemente propuesta por Ng y Perron (2001).¹³ Algunos estudios de simulación, como los de Schwert (1989) y Perron y Ng (1996), muestran que los tests de raíces unitarias estándar tipo Dickey-Fuller –como el de PP– ofrecen bajas cualidades asociadas al tamaño para el caso en el que el polinomio de medias móviles de la primera diferencia de la serie tenga una raíz negativa cercana a la unidad. Además, DeJong *et al.* (1992) muestran que estos tests no son capaces de distinguir frecuentemente series con raíz unitaria frente a series AR(1) con un coeficiente autorregresivo cercano, pero menor a la unidad.¹⁴ Con el objeto de dar una solución a ambos problemas, Ng y Perron (2001) han propuesto recientemente la utilización de los tests denominados $\overline{M}_{MAIC}^{GLS}$, basados en los tres tests M de Stock (1999) estimados con el método GLS propuesto en Elliot, Rothenberg y Stock (1996), así como la utilización de la misma corrección para el caso del test de DF tradicional, ADF_{MAIC}^{GLS} .¹⁵

Los resultados de los tests de Ng y Perron (2001) se presentan en el Cuadro 5. Para todas las variables en niveles no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad. Para el caso del contraste de I(2) frente a I(1) sólo aparecen problemas para rechazar la hipótesis de doble raíz unitaria con los cuatro tests utilizados en el caso de la variable *prod_t*. Esta

CUADRO 5

TEST DE RAICES UNITARIAS DE NG Y PERRON (2001)^{a,b}

Variable	$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	\overline{MZ}_t^{GLS}	\overline{MSB}^{GLS}	ADF^{GLS}
Caso: $p = 0, \bar{c} = -7.0$				
$\Delta prod_t$	-0,20	-0,13	0,641	-0,81
Δk_t	-6,15*	-1,65*	0,268*	-1,72*
ΔR_t	-7,86***	-1,96*	0,249*	-2,29***
$\Delta \tau_t$	-15,58***	-2,79***	0,179**	-6,64***
$\Delta \tau d_t$	-15,85***	-2,81***	0,177**	-6,11***
Δpf_t	-15,62***	-2,79***	0,178**	-6,54***
Caso: $p = 1, \bar{c} = -13.5$				
$prod$	-0,66	-0,27	0,417	-0,43
k_t	-1,38	-0,61	0,441	-0,63
R_t	-0,41	-0,27	0,668	-0,37
τ_t	-4,51	-1,42	0,314	-1,62
τd_t	-4,15	-1,42	0,343	-1,81
pf_t	-4,10	-1,25	0,305	-1,38

Notas:

- ^a Los signos *, **, *** representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente.
- ^b La elección del parámetro de truncamiento de los retardos autorregresivos, k , se realiza de acuerdo con el criterio MAIC.
- Los valores críticos provienen de Ng y Perron (2001), tabla 1:

Valores críticos	Caso: $p = 0, \bar{c} = -7.0$			Caso: $p = 1, \bar{c} = -13.5$		
	10%	5%	1%	10%	5%	1%
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-5,7	-8,1	-13,8	-14,2	-17,3	-23,8
\overline{MSB}^{GLS}	0,275	0,233	0,174	0,185	0,168	0,143
$\overline{MZ}_t^{GLS}, ADF^{GLS}$	-1,62	-1,98	-2,58	-2,62	-2,91	-3,42

circunstancia podría ser debida a que los contrastes $\overline{M}_{MAIC}^{GLS}$ presentan baja potencia cuando la serie que queremos estudiar se ve afectada por la aparición de algún acontecimiento extraordinario, es decir, por la presencia de un cambio estructural.¹⁶ En el caso de los tests $\overline{M}_{MAIC}^{GLS}$ raramente se detectaría un proceso estacionario a través de estos contrastes, ya que se tiende a no rechazar (de manera espuria) la hipótesis nula de raíz unitaria. Un proceso I(1) podría parecer que es I(2), cuando el verdadero PGD es un proceso I(1) que presenta cambios estructurales. Para tratar de solucionar este problema Perron (1997) y otros autores corrigen los contrastes de DF tradicionales incorporando variables ficticias que recogen los

posibles puntos de ruptura en las series, solución que se adopta finalmente en nuestro análisis empírico.

Para confirmar que las variables son estacionarias en diferencias teniendo en cuenta la existencia de un posible cambio estructural, se utiliza un método propuesto en Perron (1997). Ahora se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con una ruptura estructural en algún punto de la muestra no conocido, T_b , bajo un modelo en el que se supone un cambio gradual (*Innovational Outlier Model* o IOM) y bajo dos tipos de rupturas: a) en el nivel (IOM-A); y b) en el nivel y en la pendiente (IOM-C). En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones del parámetro de raíz unitaria, $\hat{\alpha}$, y su respectivo estadístico t , $t_{\hat{\alpha}}$, donde se contrasta si $\alpha = 1$. Los resultados de estos contrastes se presentan en el Cuadro 6 y no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para ninguna de las series al 5% de significatividad, tanto si se supone un modelo con cambio gradual en el nivel y la pendiente (IOM-C) como si sólo se permite un cambio gradual en el nivel (IOM-A).¹⁷

En síntesis, teniendo en cuenta la secuencia establecida para estimar el orden de integrabilidad de las variables, todas las variables podrían ser estacionarias en primeras diferencias o I(1).

3.3.2 Análisis univariante de las variables (II): cambios estructurales

En esta sección del trabajo se intenta detectar los cambios estructurales en la senda temporal de las variables mediante recientes contrastes econométricos propuestos en Bai y Perron (1998, 2001, 2003), tests que buscan las posibles rupturas de manera endógena. La relevancia de las fechas detectadas puede ser de gran utilidad para clasificar desde el punto de vista estadístico, y utilizando técnicas robustas, los distintos “episodios” (o “cambios de régimen”) acontecidos tanto en la evolución de la productividad del trabajo de la economía española como en sus posibles factores determinantes.

Los resultados de la aplicación de la metodología de Bai y Perron aparecen en el Cuadro 7. 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 hasta dos cambios estructurales en la media de las variables.¹⁸ Para ello se utiliza, en primer lugar, el test denominado $\sup F_T(k)$ 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, se utilizan dos contrastes de la hipótesis nula de no existencia de cambio estructural frente a la alternativa de que existe un número de cambios estructurales desconocido, pero limitado por un número máximo (test WD_{\max} y test UD_{\max}). En tercer lugar, se presenta el test denominado $\sup F_T(l+1/l)$ que contrasta la hipótesis nula de la existencia de un número l frente a la alternativa de $l+1$ cambios, a través de un procedimiento secuencial. En nuestro caso hemos introducido en la regresión una constante, una tendencia lineal y la variable retardada.¹⁹ En la sexta y en las dos últimas columnas, respectivamente, aparecen

CUADRO 6

TEST DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS ESTRUCTURALES
 PARA VARIABLES CON TENDENCIA DE PERRON (1997)^{a,b,c}

Variable	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}}$
$prod_t$	IOM-C	1982	5	1,89 (5,47)	0,72	- 5,48*
$prod_t$	IOM-A	1994	3	0,11 (1,89)	0,81	- 2,12
k_t	IOM-C	1981	1	4024,9 (4,72)	0,74	- 4,97
k_t	IOM-A	1970	1	2223,1 (5,18)	0,82	- 5,22*
R_t	IOM-C	1976	1	0,003 (1,63)	0,79	- 3,99
R_t	IOM-A	1988	1	0,001 (3,35)	0,81	- 3,62
τ_t	IOM-C	1990	0	0,002 (2,52)	0,73	- 2,29
τ_t	IOM-A	1983	2	0,002 (2,34)	0,53	- 2,57
ϖ_t	IOM-C	1985	1	0,001 (4,62)	0,65	- 3,62
ϖ_t	IOM-A	1985	3	0,001 (3,73)	0,37	- 4,23
pf_t	IOM-C	1988	0	0,23 (2,61)	0,69	2,38
pf_t	IOM-A	1991	0	0,34 (3,11)	0,72	- 2,89

Notas:

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

b Estadísticos t entre paréntesis.

c Criterio de selección del t significativo: retardo máximo $k = 5$.

Modelos estimados:

i) IOM-C:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t,$$

donde $DU_t = 1(t > T_b)$, $DT_t = 1(t > T_b)t$ y $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$.

ii) IOM-A:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t,$$

Los valores críticos provienen de:

Modelo	1%	5%	10%	Fuente
IOM-A	- 5,92	- 5,23	- 4,92	Perron (1997), tabla 1 (a), T=60
IOM-C	- 6,32	- 5,59	- 5,29	Perron (1997), tabla 1 (d), T=70

CUADRO 7

CONTRASTES DE CAMBIOS ESTRUCTURALES MULTIPLES EN
MODELOS LINEALES DE BAI Y PERRON (1998, 2003)^e

Serie	sup $F_T(k; q)^{a,c}$		Test D_{max}		l^b SP	sup $F_T(l + 1 l)$ sup $F_T(2 1)^c$	T^d	
	sup $F_T(1)$	sup $F_T(2)$	UDmax	WDmax			\hat{T}_1	\hat{T}_2
$prod_t$	18,17***	15,17***	18,17***	20,65***	1	10,76	1976 74-77	–
k_t	20,58***	110,2***	110,2***	136,6***	2	90,18***	1972 70-73	1980 78-81
R_t	26,21***	57,16***	57,16***	77,79***	2	47,42***	1978 76-79	1989 88-90
τd_t	23,52***	13,62***	23,52***	23,52***	1	5,86	1986 85-87	–

Notas:

- ^a El contraste sup $F_T(k)$ 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 (“Sequential Procedure”) al 5% para el contraste secuencial sup $F_T(l + 1|l)$, según es recomendado en Bai y Perron (1998, 2001a).
- ^c El procedimiento de Bai y Perron es realizado con un “trimming” $\varepsilon = 0,25$ 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 fijada 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” $\varepsilon = 0,20$ (lo que implica un $M = 3$ y un $h = 6$) no altera sustancialmente los resultados obtenidos.
- ^d $T_{i=1,2}$ representa la fecha elegida del cambio estructural. Entre paréntesis el intervalo de confianza estimado para esta fecha.
- ^e Los asteriscos *, **, *** indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

el número de rupturas seleccionadas por el procedimiento secuencial (l) y las fechas concretas de los cambios estructurales (T^d).²⁰

El procedimiento propuesto detecta, tanto en la productividad del trabajo ($prod_t$) como en la participación de los impuestos directos en el PIB (τd_t), un solo cambio estructural fechado en 1976 y 1986, respectivamente. En el primer caso –como ya se comentó anteriormente– se recoge la transición a la democracia en la que tiene lugar una clara desaceleración de la productividad del trabajo (véase Gráfico 1). El caso de τd_t recoge el inicio de un periodo de un aumento espectacular en la recaudación de los impuestos directos (véase Gráfico 3) que abarca de 1986 (año de entrada en vigor de la profunda modificación de la normativa del IRPF (Impuesto de la Renta de las Personas Físicas) de 1985) a 1989, en la que la participación en el PIB pasa del 8 al 12% en tan sólo cuatro años.

Para el caso del *stock* de capital por empleado, k_t , y la *ratio* del *stock* de capital público y privado, R_t , el procedimiento secuencial concluye a favor de la existencia de dos rupturas en ambas series. En lo referente a k_t (véase Gráfico 6) la primera ruptura se sitúa entre 1972 y 1973, periodo que coincide con el inicio de la primera crisis del petróleo y la consiguiente aceleración del proceso de sustitución de trabajo por capital en la economía española. El segundo cambio estructural se detecta entre 1980 y 1981, recogiendo ahora una caída muy significativa en el ritmo de acumulación de capital por trabajador.

En lo que respecta a la variable R_t , los dos cambios estructurales detectados en 1978 y 1989 coinciden en ambos casos con el inicio de dos desaceleraciones de la acumulación de capital público en relación al capital privado (véase Gráfico 5), procesos derivados en las dos fechas de patrones muy significativos en el ritmo de crecimiento de la inversión pública.

Finalmente, para las otras dos variables representativas de los impuestos, ingresos totales sobre el PIB (τ_t) y presión fiscal (pf_t), el procedimiento recursivo rechaza la existencia de rupturas en las variables.

3.3.3 Análisis del largo plazo

Esta sección centra la atención en la especificación y estimación de las relaciones de cointegración o de equilibrio entre la productividad aparente del trabajo y sus posibles determinantes de largo plazo que se han considerado en la expresión (4).

GRAFICO 5

RATIO CAPITAL PUBLICO/CAPITAL PRIVADO

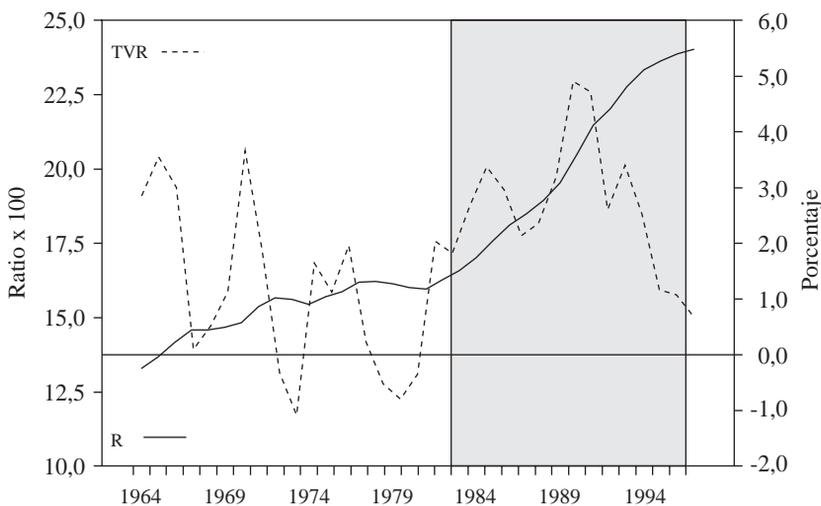
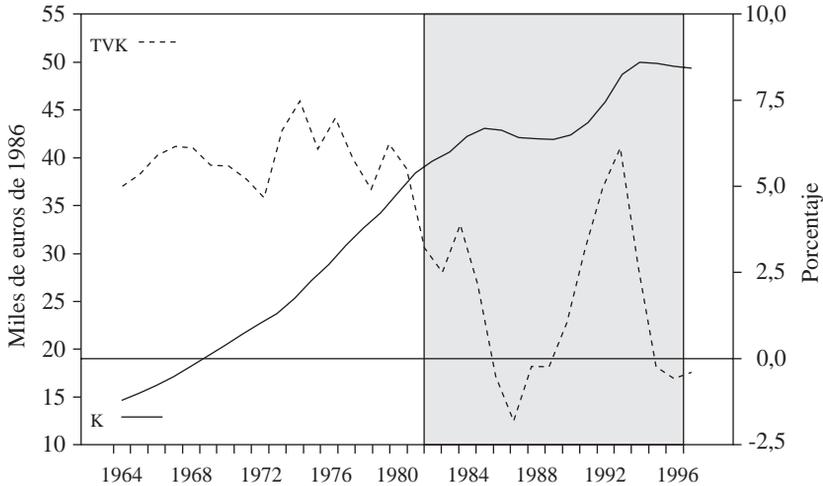


GRAFICO 6

STOCK DE CAPITAL PRIVADO POR EMPLEADO



Como han señalado varios autores, a pesar de las propiedades asintóticas de los estimadores obtenidos mediante regresiones estáticas como la del método de Engle y Granger (1987), cuando se utilizan muestras finitas los estimadores obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) pueden presentar sesgos relevantes para el contraste de hipótesis, especialmente si aparecen problemas de endogeneidad entre las variables y de correlación serial del término de error. Una de las soluciones a estos problemas ha sido la utilización de una corrección robusta a los problemas de endogeneidad y correlación serial, tal y como se propone en Stock y Watson (1993).²¹ La elección de este método de estimación se basa en un estudio de Monte Carlo que en el propio trabajo de Stock y Watson (1993) aporta evidencia de que este estimador DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) es preferible para muestras finitas a otros estimadores alternativos.²²

Para contrastar la relación de largo plazo se utiliza el test de la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración. Bajo este enfoque, Shin (1994) propone la aplicación en dos etapas los tests KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin) al caso de la cointegración de un conjunto de variables. En la primera etapa, se estima una regresión de largo plazo dinámica que incluye los valores retardados y futuros de las primeras diferencias de las variables explicativas, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además, los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO son corregidos de manera no paramétrica.

En nuestro caso, la relación de largo plazo (4) se estimaría en la primera etapa a través de la expresión:

$$\begin{aligned}
 prod_t = & \gamma_0 + \beta t + \gamma_1 k_t + \gamma_2 R_t + \gamma_3 \tau_t + \sum_{j=-q}^q \psi_{1j} \Delta k_{t-j} \\
 & + \sum_{j=-q}^q \psi_{1j} \Delta R_{t-j} + \sum_{j=-q}^q \psi_{1j} \Delta \tau_{t-j} + v_t
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

donde la cointegración determinística supone que $\beta = 0$, mientras que la cointegración estocástica implica que $\beta \neq 0$.²³

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

En el Cuadro 8 se presentan los resultados de estimar las relaciones en niveles entre la productividad del trabajo de la economía española y sus posibles determinantes de largo plazo, aplicando el procedimiento de Stock-Watson-Shin a la expresión (5) para el caso de cointegración determinística. En las tres columnas se combinan las distintas variables elegidas para aproximar la influencia de los impuestos, según se utilicen los ingresos públicos totales/PIB, los impuestos directos/PIB, o la presión fiscal en sentido estricto, respectivamente. Los resultados sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración determinística en las tres relaciones de largo plazo, aunque en los dos últimos casos se podría rechazar con un nivel de significación del 10%. En definitiva, la relación más satisfactoria es la primera, en la que se incluyen los ingresos públicos totales.

Centrándonos en la ecuación elegida [1],²⁴ todos los coeficientes estimados para las tres variables explicativas son significativos y presentan una elasticidad con un signo compatible con lo predicho *a priori* por el modelo teórico:

- i) El coeficiente asociado a k_t es positivo y cercano a la unidad. De acuerdo con el coeficiente estimado, un aumento del 1% en el *stock* de capital privado por empleado provoca un crecimiento de la productividad del trabajo en un 1%.
- ii) El coeficiente que mide la relación entre la productividad del trabajo y R_t es también positivo y destaca la importancia de tener en cuenta la tradicional “hipótesis del capital público” o la complementariedad del capital público y del capital privado. En nuestro caso, un aumento del 1% de la *ratio* entre el *stock* del capital público y el *stock* de capital privado se traslada a un aumento del 0,27% en la productividad del trabajo de largo plazo.
- iii) Por último, por lo que respecta a τ_t , los resultados confirman un signo negativo del coeficiente asociado. En concreto, se ha estimado que un aumento del 1% de la participación de los ingresos públicos totales en el PIB nominal provoca a largo plazo una caída del 0,45% en la productividad del trabajo de equilibrio.

El método DOLS garantiza que los contrastes de hipótesis sobre los coeficientes del vector de cointegración estimados en la ecuación (5) puedan ser construidos utilizando tests de Wald modificados,²⁵ W_{OLS} , que se distribuyen asintóticamente como una χ_r^2 , siendo r el número de restricciones. En nuestro caso, tanto para las

tres variables como para la constante se puede rechazar con amplitud la hipótesis nula de que los coeficientes estimados son cero.²⁶

CUADRO 8

RELACIONES DE LARGO PLAZO (I): ESTIMACION
DOLS DE SHIN-STOCK-WATSON^{a,b,d}

Variable	[1]	[2]	[3]
Constante	- 1,49 (48,6)	- 2,03 (66,2)	1,26 (7,08)
k_t	1,08 (195,7)	1,14 (243,6)	1,13 (48,3)
R_t	0,27 (15,8)	0,09 (7,8)	0,34 (9,0)
τ_t	- 0,45 (28,6)		
ωd_t		- 0,24 (78,6)	
pf_t			- 0,64 (11,4)
$C_\mu^{c,e}$	0,108	0,130*	0,122*
\bar{R}^2	0,998	0,997	0,997
$\hat{\sigma}^2$	0,004	0,001	0,001

Notas:

- ^a Período muestral 1968-1994.
^b El número de valores retardados y futuros, q , se selecciona de acuerdo con el valor $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso 3.
^c C_μ es el estadístico LM_{SHIN} sobre los residuos de la regresión DOLS de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística. El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo se elige de acuerdo con el valor de $l = INT(T^{1/2})$, en nuestro caso 5. Los signos *, **, *** representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente.
^d Estadísticos t entre paréntesis. Los errores estándar han sido ajustados por la varianza de largo plazo utilizando un AR(3) para la estimación de la matriz de covarianzas, tal y como proponen Stock y Watson (1993).
^e Los valores críticos para el test C_μ se han tomado de Shin (1994), tabla 1, para un número de regresores $m = 3$:

Valores críticos:

	1%	5%	10%
C_μ	0,271	0,159	0,121

3.3.4 Una explicación de la evolución a largo plazo de la productividad del trabajo

Para desglosar la contribución de cada variable explicativa, *ex-post* a las grandes tendencias de crecimiento de la productividad del trabajo, se utilizan las estimaciones de las elasticidades obtenidas de la ecuación de largo plazo del análisis de cointegración (ecuación [1] del Cuadro 8). Para ello, se divide el periodo muestral en los dos subperiodos en los que se detectó un cambio estructural en la evolución de la productividad (1964-76 y 1977-97), se toman los cambios medios de cada variable explicativa al pasar de un subperiodo a otro y se multiplica por la elasticidad a largo plazo correspondiente. De esta forma se puede descomponer, en dos periodos, la contribución de cada variable explicativa al crecimiento en el nivel de la variable dependiente. En nuestro caso, se obtendrá qué porcentaje de la variación de la productividad del trabajo de la economía española se debe a aumentos/disminuciones de cada una de las tres variables explicativas.

El Cuadro 9 muestra que el modelo de determinación de la productividad del trabajo dado por la expresión (5) explica la práctica totalidad de la caída de la misma entre los dos subperiodos considerados, recogiendo tan sólo una parte no explicada de 5,1 puntos. De esta forma se explicaría casi el 92% de la

CUADRO 9

DESCOMPOSICION A LARGO PLAZO: CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS AL CRECIMIENTO DE LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO
(Variación media de los subperiodos 1964-76 y 1977-97)

	Cambio porcentual en las variables en el largo plazo	Contribución de la variable a los cambios en la productividad del trabajo
<i>Stock</i> de capital privado por empleado	- 55,3	- 59,7
<i>Ratio</i> entre el <i>stock</i> del capital público y privado	35,7	9,6
Participación de los ingresos públicos totales en el PIB	8,7	- 3,9
Cambio en la productividad del trabajo de equilibrio (cambio explicado por [5])		- 54,0
Cambio real observado en la productividad del trabajo		- 59,1
Resto no explicado		- 5,1

Nota: Elaboración propia sobre la base de los parámetros estimados en la ecuación [1] del Cuadro 8.

desaceleración de la productividad entre estos dos grandes subperiodos. En la primera columna del Cuadro 9 se presenta el cambio experimentado en cada variable explicativa de largo plazo al pasar de un subperiodo al siguiente, dentro de los dos en que se ha subdividido la muestra. El *stock* de capital privado por empleado es 55,3 puntos más bajo por término medio en el periodo 1977-97 que en 1964-76. Por el contrario, la *ratio* entre el *stock* del capital público y privado y la participación de los ingresos públicos totales en el PIB crecieron 35,7 y 8,7 puntos por término medio, respectivamente, al pasar del primer subperiodo al segundo.

En la segunda columna del Cuadro 9 se presenta la contribución de cada variable a la caída de la productividad (54 puntos del primer subperiodo al segundo). Destacar que tal reducción puede ser explicada casi en su totalidad por la desaceleración del ritmo de acumulación del *stock* de capital privado por empleado (59,7 puntos de caída), mientras que el aumento de la participación de los impuestos en el PIB sería responsable de una caída adicional de 3,9 puntos). La única variable que contribuye al avance del ritmo de crecimiento de la productividad, aunque sea de manera moderada, es el aumento de la *ratio stock* de capital público/privado (9,6 puntos), fruto sin duda de la política de impulso de la infraestructura pública en el segundo subperiodo.

IV. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado la evolución de la productividad aparente del factor trabajo en España para el periodo 1964-1997 con el doble objetivo de establecer econométricamente sus factores determinantes en el largo plazo y, simultáneamente, explicar las causas de su desaceleración y posterior estancamiento desde mediados de la década de los setenta. Para tal fin, se ha utilizado un modelo de crecimiento endógeno que incorpora capital público productivo y que permite aproximar el grado de responsabilidad de las políticas fiscales en la evolución de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo de equilibrio. Desde el punto de vista empírico, se ha estimado una función de la productividad del trabajo en forma reducida, derivada del modelo que determina cuáles son los factores que afectan en el largo plazo para, posteriormente, calcular la contribución de cada variable explicativa al crecimiento del nivel de la variable dependiente.

En síntesis, los principales resultados que se han obtenido son los siguientes:

- i) En la relación de cointegración estimada los resultados confirman que la productividad del trabajo a largo plazo viene determinada positivamente por el *stock* de capital privado por empleado y la *ratio* entre el *stock* del capital público y privado, y negativamente por la participación de los ingresos públicos totales en el PIB.
- ii) Se ha mostrado que la significativa caída de la productividad del trabajo entre los subperiodos 1964-76 y 1977-97 puede ser explicada casi en su totalidad por la desaceleración del ritmo de acumulación del *stock* de capital privado por empleado, mientras que el aumento de la participación de los impuestos

en el PIB sería responsable de una ligera caída adicional. La única variable que contribuye al avance del ritmo de crecimiento de la productividad, aunque sea de manera moderada, es el aumento de la *ratio stock* de capital público/privado. En definitiva, para el caso de la economía española la desaceleración en la acumulación de capital del sector privado sería el principal factor impulsor de la caída del crecimiento de la productividad del trabajo, mientras que el grado de responsabilidad de la política fiscal pasaría a un plano marginal, tanto en su vertiente positiva de acumulación de capital público (*input* complementario de la producción privada) como en la vertiente negativa relativa a la política impositiva (crecimiento del peso de los impuestos en el PIB).

Notas

- ¹ Para más detalle de estas hipótesis, véanse Griliches (1988), Munnell (1990), Tatom (1991), Gordon (1996), Greenwood y Yorukoglu (1997) y Wolff (1996), entre otros.
- ² Un panorama excelente sobre la relación entre la Nueva Economía y la recuperación de la productividad de la economía americana puede verse en Jorgenson (2001) y Jorgenson y Stiroh (2000).
- ³ Véase al respecto Estrada y López-Salido (2001) y Hernansanz, Melguizo y Tello (2001).
- ⁴ Para más detalle del modelo teórico utilizado véase Cassou y Lansing (1998).
- ⁵ Este canal de influencia de la política fiscal sobre la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo se pierde en otros modelos de crecimiento endógeno con capital público, al tratar a la oferta de trabajo como una variable exógena. Véase, por ejemplo, el modelo propuesto por Glomm y Ravikumar (1994).
- ⁶ El modelo de crecimiento endógeno impone que la suma de elasticidades sea igual a uno ($\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 = 1$), lo que implica la existencia de rendimientos constantes a escala para los factores productivos acumulables, k_t y k_{gr} .
- ⁷ $Bh_t l_t^\gamma$ es la oferta de trabajo, siendo $1/(\gamma - 1)$ la elasticidad intertemporal de sustitución de trabajo/ocio (con $\gamma > 1$), y $B > 0$ la fracción del total del tiempo l_t utilizada por el individuo en producir el output fuera de casa en las empresas.
- ⁸ No se ha cambiado la notación de las variables a partir de la ecuación (3), aunque ahora están expresadas en logaritmos.
- ⁹ Las variables se utilizan en el análisis empírico en logaritmos, por lo que los coeficientes estimados más adelante pueden interpretarse como elasticidades de largo plazo.
- ¹⁰ Como ha señalado un evaluador, somos conscientes de las limitaciones de los resultados obtenidos, ya que pueden existir otros factores que pueden afectar a la productividad del trabajo que no se encuentran en la particular forma funcional elegida, como, por ejemplo, el *trade-off* entre cantidad y calidad del trabajo que surge de la teoría del capital humano tras la irrupción de la transición demográfica, o los cambios en las regulaciones que pueden afectar exógenamente a la productividad del trabajo.
- ¹¹ En el modelo empírico se incluye como variable explicativa la tasa media de los impuestos sobre la renta, tal y como propone el modelo de Cassou y Lansing (1998). Un evaluador sugiere que quizás sería más conveniente distinguir entre impuestos de la renta sobre el trabajo y sobre el capital. De esta manera se podría ver si los efectos de los impuestos provienen de la menor acumulación de capital de largo plazo como en Chamley (1986) o Judd (1985), o de distorsiones en el mercado de trabajo. Lamentablemente no disponemos de una serie temporal larga (datos desde 1981) y fiable para la economía española que nos desagregue entre ambos tipos de impuestos.
- ¹² Para ahorrar espacio en la exposición la mayoría de los resultados de los tests de raíces unitarias se remiten a un documento de trabajo previo a este trabajo (Esteve, 2003).
- ¹³ En el documento de trabajo previo a este trabajo (Esteve, 2003) se realiza una amplia batería de contrastes de estacionariedad que pueden resultar de utilidad al lector.

- ¹⁴ Este es el caso de tres de las variables estudiadas. De los modelos ARIMA estimados, los resultados muestran raíces autorregresivas cercanas a uno en $prod_t$ (0,98) y R_t (0,87). También, aparecen coeficientes MA negativos en $prod_t$ (- 0,83) y k_t (- 0,40).
- ¹⁵ Véase el trabajo de Esteve (2003) para más detalles del procedimiento econométrico utilizado.
- ¹⁶ Véase para más detalle los experimentos de simulación de Perron y Rodríguez (2003).
- ¹⁷ No obstante, tal y como demuestra Perron (1989, 1997), cuando se produce un rechazo en la raíz unitaria con estos contrastes, el estadístico t sobre la estimación del cambio en el nivel y la pendiente, t_{γ} , está asintóticamente distribuido como una normal y el valor seleccionado por el procedimiento recursivo de T_b es una estimación consistente del verdadero valor del cambio estructural. Sin embargo, si como ocurre en nuestro caso, la raíz unitaria no es rechazada, t_{γ} no está asintóticamente distribuida como una normal y el valor seleccionado de T_b no es un valor consistente del verdadero cambio. Ello nos obliga en el siguiente apartado a confirmar la fecha exacta del cambio estructural en $prod_t$ a través de tests específicos que contrastan la existencia de cambio estructural en el perfil temporal de las series, independientemente de si en la misma existe o no una raíz unitaria.
- ¹⁸ Se ha permitido también la posibilidad de que el proceso secuencial utilizado puede detectar hasta tres cambios estructurales. Los resultados obtenidos con dos cambios estructurales no cambian.
- ¹⁹ La inclusión de la variable retardada sirve para corregir la posible correlación serial en los errores.
- ²⁰ Debajo de la fecha seleccionada como cambio estructural se muestra el intervalo de confianza al 95%.
- ²¹ Este procedimiento de Stock y Watson (1993) resulta equivalente en términos de eficiencia a los estimadores propuestos en Phillips y Loretan (1991) y Saikkonen (1991).
- ²² La lista de estos estimadores incluye al derivado de la regresión estática de MCO de Engle y Granger (1981) y Stock (1987), el estimador del vector de máxima verosimilitud de Johansen (1988, 1991, 1992) y el estimador *Fully Modified Estimator* de Phillips y Hansen (1990).
- ²³ La regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el segundo caso incluye una constante y una tendencia lineal. El primer caso se trata de "cointegración determinística", que implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables. El segundo caso implica que la combinación lineal estacionaria de las variables $I(1)$ tiene una tendencia lineal no cero, correspondiendo al caso de "cointegración estocástica". Para más detalle, véase Ogaki y Park (1997) y Park (1992).
- ²⁴ En el Apéndice B se efectúa un análisis complementario sobre el cambio estructural en la relación de cointegración elegida.
- ²⁵ Para más detalle, véase Stock y Watson (1993), pp. 790-793.
- ²⁶ Los tests de Wald para la constante, el *stock* de capital privado por empleado, la *ratio* entre el *stock* del capital público y privado y la participación de los ingresos públicos totales en el PIB ofrecen valores de 2365,4, 38311,4, 252,3 y 818,9, respectivamente, distribuyéndose como una χ^2 con un grado de libertad.
- ²⁷ Gregory y Hansen (1996a, 1996b) plantean cuatro casos posibles de cambio estructural.

Referencias

- ANDREWS, D. W. K. (1991). "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59 (3), pp. 817-858.
- ANDREWS, D. W. K. y J. C. MONAHAN (1992). "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica*, 60 (4), pp. 953-966.
- ASCHAUER, D. A. (1989a). "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), pp. 177-200.
- ASCHAUER, D. A. (1989b). "Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven", Federal Reserve Bank of Chicago Economic, *Economic Perspectives* 13 (September/October), pp. 17-25.
- BAI, J. y P. PERRON (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66 (1), pp. 47-78.

- BAI, J. y P. PERRON (2001a). "Multiple Structural Changes Models: A Simulation Analysis", unpublished manuscript, Department of Economics, Boston University.
- BAI, J. y P. PERRON (2001b). "Additional Critical Values for Multiple Structural Changes Tests", unpublished manuscript, Department of Economics, Boston University.
- BAI, J. y P. PERRON (2003). "Computation and Analysis of multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), pp. 1-22.
- BANCO DE ESPAÑA (1999). *Cuentas Financieras de la Economía Española (1989-1998)*, Madrid.
- BANCO DE ESPAÑA (2001). *Cuentas Financieras de la Economía Española (1995-2000)*, Madrid.
- BBVA (2001). *Informe Económico 2000*, Servicio de Estudios, BBVA.
- CASSOU, S. P. y K. J. LANSING (1998). "Optimal Fiscal Policy, Public Capital, and the Productivity Slowdown", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22 (6), pp. 911-935.
- CASSOU, S. P. y K. J. LANSING (1999). "Fiscal Policy and Productivity Growth in the OECD", *Canadian Journal of Economics*, 32 (5), pp. 1215-1226.
- CHAMLEY, C. (1986). "Optimal Taxation of Capital Income in General Equilibrium with Infinite Lives", *Econometrica* 54 (3), pp. 607-622.
- CHOW, G. C. (1960). "Tests for Inequality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28 (3), pp. 591-605.
- DEJONG, D. N. J.; J. C. NANKERVIS; N. E. SAVIN y C. H. WHITEMAN (1992). "Integration Versus Trend Stationary in Time Series", *Econometrica*, 60 (2), pp. 423-433.
- ELLIOT, G.; T. J. ROTHENBERG y J. H. STOCK (1996). "Efficient Test for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64 (4), pp. 813-836.
- INGLE, R.F. y C. W. J. GRANGER (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-256.
- ESTEVE, V. (2003). "Política Fiscal y Productividad del Trabajo en la Economía Española: Un Análisis de Series Temporales", *Estudios sobre la Economía Española*, EEE-156, FEDEA ([ftp://ftp.fedea.es/pub/eee/eee156.pdf](http://ftp.fedea.es/pub/eee/eee156.pdf)).
- ESTEVE, V.; J. SAPENA y C. R. TAMARIT (2001):. "Propiedades Cíclicas y Cambios Estructurales en las Series Fiscales Macroeconómicas de la Economía Española", *Hacienda Pública Española*, N° 157, pp. 9-44.
- ESTRADA, A. y D. LOPEZ-SALIDO (2001). "La Contribución de los Factores Productivos al Crecimiento Económico en España: Un Análisis Desagregado", *Boletín Económico*, febrero, Banco de España, pp. 47-55.
- EUROPEAN COMMISSION (2001). "2001 Broad Economic Policy Guidelines", *European Economy* N° 72.
- FUNDACION BBV (1998). *El Stock de Capital en España y su Distribución Territorial*, Volumen I, Bilbao.
- FUNDACION BBV (2000). *Capitalización y Crecimiento de la Economía Española (1970-1997)*. *Una Perspectiva Internacional Comparada*, Bilbao.
- GLOMM, G. y B. RAVIKUMAR (1994). "Public Investment in Infrastructure in a Simple Growth Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18 (6), pp. 1173-1187.
- GORDON, R. (1996). "Problems in the Measurement and Performance of Service-Sector Productivity in the United States", National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N° 5519.
- GREENWOOD, J. y M. YORUKOGLU (1997): "1974", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 46, pp. 49-95.
- GREENWOOD, J.; R. ROGERSON y R. WRIGHT (1995). "Household Production in Real Business Cycle Theory", en T. F. Cooley (ed.): *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton, pp. 34-65.
- GREGORY, A. W. y B. E. HANSEN (1996a). "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (4), pp. 555-560.
- GREGORY, A. W. y B. E. HANSEN (1996b). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70 (1), pp. 99-126.
- GRILICHES, A. (1988). "Productivity Puzzles and R&D: Another Non-explication", *Journal of Economics Perspectives*, 2 (1), pp. 9-21.
- HERNANZANZ, C.; A. MELGUIZO y P. TELLO (2001). "El Enigma de la Productividad", *Situación España*, junio, Servicio de Estudios BBVA, pp. 25-31.

- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S. (1992). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52 (3), pp. 389-402.
- JORGENSEN, D. W. (2001). "Information Technology and the U.S. Economy", *American Economic Review*, 91 (1), pp. 1-32.
- JORGENSEN, D. W. y K. J. STIROH (2000). "Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 125-211.
- JUDD, K. L. (1985). "Redistributive Taxation in a Simple Foresight Model", *Journal of Public Economics* 28 (1), pp. 59-83.
- MOLINAS, C.; M. SEBASTIAN y A. ZABALZA (eds.) (1991). *La Economía Española: Una Perspectiva Macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.
- MUNNELL, A. H. (1990a). "Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment", Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*, January/February, pp. 3-22.
- MUNNELL, A. H. (1990b). "How Does Infrastructure Affect Regional Economic Performance", en A.H. Munnell (ed.): *Is There a Short-fall in Public Capital Investment?*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series N° 34, pp. 69-103.
- NG, S. y P. PERRON (2001). "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69 (6), pp. 1529-1554.
- OECD (1997). *Flows and Stocks of Fixed Capital, 1971-1996*.
- OGAKI, M. y J. Y. PARK (1997). "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Journal of Econometrics*, 82 (1), pp. 107-134.
- PARK, J. Y. (1992). "Canonical Cointegration Regressions", *Econometrica*, 60 (1), pp. 119-143.
- PERRON, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), pp. 1346-1401.
- PERRON, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), pp. 355-385.
- PERRON, P. y S. NG (1996). "Useful Modifications to Some Unit Root Test with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Review of Economics Studies*, 63 (3), pp. 435-465.
- PERRON, P. y G. RODRIGUEZ (2003). "GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change", *Journal of Econometrics*, 115 (1), pp. 1-27.
- PERRON, P. y T. J. VOGELSANG (1992a). "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (4), pp. 467-470.
- PERRON, P. y T. J. VOGELSANG (1992b). "Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), pp. 301-320.
- PHILLIPS, P. C. B. y B. E. HANSEN (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57 (1), pp. 99-125.
- PHILLIPS, P. C. B. y M. LORETAN (1991). "Estimating Long Run Economic Equilibria", *The Review of Economic Studies*, 58 (3), pp. 407-436.
- ROMER, P. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002-1037.
- SAIKKONEN, P. (1991). "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions", *Econometric Theory*, 7 (1), pp. 1-21.
- SCHWERT, G. W. (1989). "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7 (2), pp. 147-159.
- SHIN, Y. (1994). "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of no Cointegration", *Econometric Theory*, 10 (1), pp. 91-115.
- STOCK, J. H. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55 (5), pp. 1035-1056.
- STOCK, J. H. (1999). "A Class of Tests for Integration and Cointegration", en R. F. Engle y H. White (eds.): *Cointegration, Causality and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W.J. Granger*, Oxford University Press, pp. 137-167.

- STOCK, J. H. y M. W. WATSON (1993). "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61 (4), pp. 783-820.
- TATOM, J. A. (1991). "Public Capital and Private Sector Performance", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73 (May-June), pp. 3-15.
- WOLFF, E. N. (1996). "The Productivity Slowdown: the Culprit at Last? Follow-up on Hulten and Wolff", *American Economic Review*, 86 (5), pp. 1239-1252.

APENDICE

A. Fuentes y datos

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española para el periodo 1964-1997, procedentes de las Cuentas de las AAPP de la Contabilidad Nacional del INE y de las Cuentas Financieras de la Economía Española que elabora el Banco de España. Las series de *stock* de capital público y privado proceden de la base de datos Sophinet de la Fundación BBV (1998, 2000) actualizados en internet en <http://bancoreg.fbbv.es>

- y_t : Producto Interior Bruto a costo de los factores en millones de euros constantes, base 1986. Fuente: Banco de España (1999) y Molinas *et al.* (1991).
- l_t : Población ocupada. Fuente: Banco de España (2001).
- $prod_t$: Productividad aparente del trabajo o PIB por ocupado, y_t/l_t . Fuente: elaboración propia.
- K_t : *Stock* de capital privado neto total en millones de euros constantes, base 1986. Fuente: Fundación BBV (1998), Cuadro I.I.I. y Fundación BBV (2000), Cuadro A.2.1.
- k_t : *Stock* de capital privado por empleado o *ratio* capital/trabajo, K_t/l_t .
- k_{gt} : *Stock* de capital público neto por empleado en millones de euros constantes, base 1986. Incluye capital de las AAPP e infraestructuras no AAPP. Fuente: Fundación BBV (1998), Cuadro I.I.I. y Fundación BBV (2000), Cuadro A.2.1.
- R_t : *Ratio* entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado, k_{gt}/k_t . Fuente: elaboración propia.
- it_t : Ingresos públicos totales en millones de euros. Esteve, Sapena y Tamarit (2001), Banco de España (1999) y elaboración propia.
- if_t : Ingresos fiscales en millones de euros. Suma de impuestos sobre la producción e importación, impuestos sobre la renta y patrimonio familiar, impuestos sobre el capital y cotizaciones sociales efectivas. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (2001), Banco de España (1999) y BBVA (2001).
- id_t : Impuestos directos en millones de euros. Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (2001), Banco de España (1999) y elaboración propia.

- Y_t : Producto Interior Bruto a precios de mercado en términos nominales, millones de euros. Fuente: Banco de España (1999) y Molinas *et al.* (1991).
- τ_t : Tasas impositivas totales medias, it_t/Y_t . Fuente: elaboración propia.
- pf_t : Presión fiscal, if_t/Y_t . Fuente: Esteve, Sapena y Tamarit (2001), Banco de España (1999), BBVA (2001) y elaboración propia.
- τd_t : Tasas impositivas directas medias, id_t/Y_t . Fuente: elaboración propia.

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

B. Contrastes de cointegración en presencia de cambios estructurales de Gregory y Hansen (1996)

Dado que se ha detectado un posible cambio estructural en la productividad del trabajo, puede resultar interesante comprobar si la relación de largo plazo se admite también bajo la hipótesis alternativa de que ha habido un cambio estructural en la ecuación de cointegración.

Para abordar este problema, Gregory y Hansen (1996a, 1996b) han extendido los contrastes tradicionales de la hipótesis nula de no cointegración en el sentido de permitir que, bajo la hipótesis alternativa, la relación de cointegración cambie en un punto no conocido del periodo muestral.²⁷ En definitiva, estos contrastes pueden utilizarse como un test de estabilidad estructural de la relación de largo plazo previamente seleccionada. En el Cuadro B.1 se presentan los resultados de los contrastes de cointegración con cambios estructurales de Gregory y Hansen para la relación de largo plazo [1] del Cuadro 8. Se han utilizado los modelos 2 (C), 3 (C/T) y 4 (C/S) que recogen un desplazamiento en la constante (con o sin tendencia) en los dos primeros casos, y en la constante y en la pendiente de los coeficientes de largo plazo en el último caso. Para el cálculo del retardo K del test ADF^* se ha utilizado el procedimiento del test t propuesto por Perron y Vogelsang (1992), comenzando por un K máximo igual a 6 y descendiendo (reduciendo K) hasta que el estadístico t del último retardo de la primera diferencia incluida en el test ADF^* es significativo al 5% con los valores críticos de la normal.

A partir de los resultados del Cuadro B.1 se comprueba que existe evidencia de cointegración en la relación de largo plazo [1] seleccionada anteriormente (la hipótesis nula de no cointegración es rechazada al 1%) con el modelo de cambio estructural de tipo 4 (C/S), en el que se permite un desplazamiento tanto en la constante como en la pendiente de los coeficientes estimados. No ocurre lo mismo si utilizamos los modelos 2 (C) y 3 (C/T), menos adecuados para nuestro caso, ya que sólo se permite el desplazamiento de la constante de la regresión de cointegración. En todos los casos, el punto de ruptura seleccionado estaría en el año 1976, justamente la misma fecha en el que se encontró un cambio de régimen en la productividad del trabajo utilizando los tests de cambio estructural de Bai y

CUADRO B.1

RELACIONES DE LARGO PLAZO (II): TEST DE COINTEGRACION CON CAMBIOS ESTRUCTURALES DE GREGORY Y HANSEN (1996)^{a,b,c}

Modelo	Test inf <i>ADF</i> *	<i>K</i>	<i>T_b</i>
2 (C)	- 4,26	4	1976
3 (C/T)	- 4,22	4	1976
4 (C/S)	- 6,69***	1	1976

Notas:

- ^a Período muestral 1964-1997. Ecuación [1] del Cuadro 8.
^b *K* representa el número de retardos seleccionado en el proceso AR utilizado para el cálculo del test *ADF*, mientras que *T_b* es la fecha en la que se produce la posible ruptura.
^c Los signos *, **, *** representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de la tabla 1 de Gregory y Hansen (1996b):

Valores críticos:

Modelo	1%	5%	10%
2 (C)	- 5,77	- 5,28	- 5,02
3 (C/T)	- 6,05	- 5,57	- 5,33
4 (C/S)	- 6,51	- 6,00	- 5,75

Perron (1998, 2001, 2002). No obstante, tal y como muestran Gregory y Hansen (1996a, 1996b), si se rechaza la hipótesis nula de no cointegración con el test *ADF**, no se puede derivar en este caso ninguna inferencia sobre la fecha exacta del cambio estructural, ya que este test tiene bajo poder contra alternativas de que existe una relación de cointegración que no cambia en el tiempo.

