

BANCO DE ESPAÑA

PRODUCTIVIDAD E INFRAESTRUCTURAS EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo,
María Jesús Martín y José María Roldán

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9313

BANCO DE ESPAÑA

PRODUCTIVIDAD E INFRAESTRUCTURAS EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo,
María Jesús Martín y José María Roldán (*)

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de J. J. Dolado y X. Sala i Martín

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo n.º 9313

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-229-8

Depósito legal: M-16561-1993

Imprenta del Banco de España

1. INTRODUCCIÓN

La expansión del gasto público registrada en los últimos años se ha justificado en gran medida atendiendo a objetivos redistributivos. En el período 1975-1991, los gastos de redistribución de renta y riqueza explican un 60% del aumento del gasto total neto de intereses. No obstante, pese a sus efectos positivos, el gasto público no es un bien libre para la sociedad. El alivio de la pobreza o la provisión pública de pensiones o seguros de paro tienen dos elementos de coste. Primero, el que se asocia a la desviación de recursos de empleos privados directamente productivos. Asimismo, la intervención del gobierno tiende a trastocar las señales de precios y, por tanto, el dinamismo económico. La evaluación empírica de estos costes es difícil, aunque existe alguna evidencia que establece una relación negativa entre tamaño del sector público y crecimiento (por ejemplo, Grossman (1988); Grier y Tullock (1989)). En el caso de España, Raymond (1992) ha estimado que la expansión del gasto público corriente explica casi una cuarta parte de la desaceleración en el crecimiento del PIB entre los períodos 1960-1974 y 1975-1991.

Esta relación puede explicarse por varios motivos, entre los que cabe destacar una inadecuada composición del gasto público. En España, los gastos públicos dedicados a la formación de capital colectivo -y, en especial, las infraestructuras- han tenido tradicionalmente escaso peso relativo. La relación entre capital público en infraestructuras y productividad ha sido objeto de atención en una serie de trabajos recientes (Aschauer (1989); Munnell (1990a) y (1990b); Ford y Poret (1991); Berndt y Hansson (1992); Holtz-Eakin (1992); Easterly y Rebelo (1993)). Aunque los resultados difieren según la metodología empleada (de datos temporales agregados o sectoriales, de sección cruzada para países o para regiones y de panel para regiones) y las definiciones de la variable de capital público utilizadas, la evidencia en su conjunto apunta a una relación positiva entre capital público y productividad privada. En esta misma línea, apuntan los resultados de Bajo y Sosvilla (1992) para el caso español, si bien no se diferencia entre capital público e infraestructuras.

En el presente trabajo, se analiza el efecto de la acumulación de capital público sobre la productividad del sector privado de la economía española, prestándose especial atención al papel de las infraestructuras públicas. La conjetura de partida es que son estas -especialmente, las relacionadas con transportes y comunicaciones- las que pueden tener un mayor efecto sobre la productividad privada, frente a otras inversiones (por ejemplo, construcción de edificios administrativos). La disponibilidad de las series de infraestructuras construidas por Argimón y Martín (1993) permitirá abordar empíricamente esta cuestión, a partir de la estimación de funciones de producción en las que el stock de infraestructuras públicas es una variable explicativa.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2, se destacan algunos rasgos estilizados de la evolución de la productividad del sector privado en el período 1964-1990. Entre las posibles explicaciones de esa evolución, se cuenta la política pública orientada a la provisión de infraestructuras. En el apartado 3, se introduce el marco teórico. El apartado 4, que comienza con una breve descripción de las series utilizadas, contiene las estimaciones econométricas de los parámetros de una función de producción agregada en la que las infraestructuras son un factor adicional. Por último, el apartado 5 resume los principales resultados y valora tentativamente sus posibles implicaciones. El trabajo incluye dos apéndices, uno sobre contrastes utilizados y otro sobre causalidad.

2. PRODUCTIVIDAD DEL SECTOR PRIVADO: 1964-1990

El efecto agregado que el sector público tiene sobre la producción del sector privado no puede analizarse sin considerar el papel desempeñado por la propia evolución de los inputs privados. Una medida que permite ese análisis preliminar es el crecimiento de la productividad total de los factores, la PTF, esto es, el crecimiento del producto que no puede ser imputado a aumentos en los inputs de capital y trabajo. El crecimiento de la PTF reflejará, pues, mejoras en la producción, debidas a aumentos en la eficiencia productiva o a algún otro factor que afecte a

la función de producción, y que no haya sido explícitamente tenido en cuenta.

Una forma de calcular la tasa de variación de la PTF del sector privado es a través del residuo de Solow, definido como:

$$PTF = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{L}}{L} - (1-\alpha) \frac{\dot{K}}{K} \quad (1)$$

donde Y es la producción privada, L el empleo en el sector privado, K el capital productivo privado (que excluye existencias e inmuebles), α se identifica con la participación de la remuneración de asalariados en el PIB privado (que tiene un valor medio, de 1964 a 1990, del 46%) y el punto indica variación en el tiempo. Obsérvese que, si la función de producción fuera Cobb-Douglas con rendimientos constantes ($Y=AK^{1-\alpha} L^{\alpha}$), la participación de la remuneración de asalariados respecto al PIB (wL/Y), coincidiría con el parámetro del trabajo en esa función de producción (α), si al factor se le remunera según su productividad marginal ($w=\delta Y/\delta L$), esto es, si hay competencia perfecta.

En el gráfico 1, se presenta la tasa de variación de la PTF del sector privado (escala de la izquierda) y se compara con la tasa de crecimiento del PIB privado (escala de la derecha), obtenida con datos anuales de contabilidad nacional. En el gráfico 2, se muestra la PTF del sector privado y la del total de la economía, observándose que las diferencias son muy reducidas. El rango de variación en el sector privado es más amplio que en el conjunto de la economía, lo que puede ser indicativo de que el sector público ha tendido a actuar, en muchos casos, de forma compensatoria.

Como se observa en el gráfico 1, la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores para el período 1964-1990 muestra un perfil muy similar al de la tasa de crecimiento del PIB privado. Esa relación positiva entre productividad total y PIB, que se manifiesta en el caso de España, contrasta con los resultados obtenidos para otros países, en los que se observa una tendencia decreciente en la PTF (ver Englander

Gráfico 1
Productividad de los factores
Sector privado

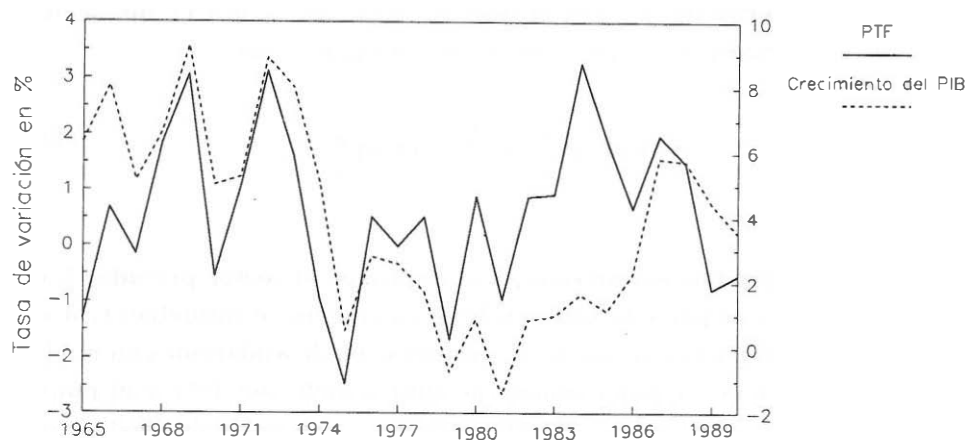
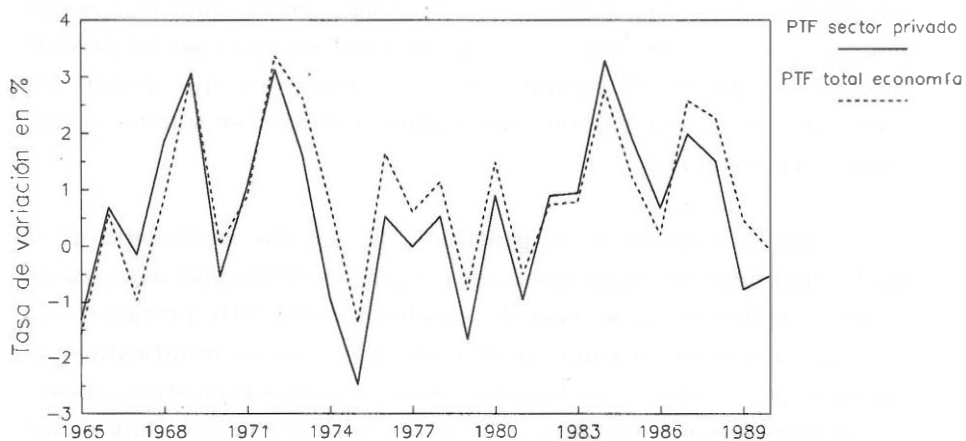


Gráfico 2
Productividad de los factores
Sector privado y total de la economía



y Mittelstädt (1988) y Hernando y Vallés (1992)), independiente de la evolución del PIB. En realidad, se podría afirmar que el crecimiento de la productividad total se fue reduciendo desde los setenta hasta principios de los ochenta. Sin embargo, una vez que se inicia la recuperación de la economía, la PTF experimenta un importante crecimiento y solo volverá a caer cuando se produzcan los primeros síntomas de agotamiento del ciclo expansivo. Este perfil temporal de la productividad se mantiene aun cuando se utilizan otras vías de cómputo de los coeficientes utilizados en (1). En concreto, cuando el parámetro α se obtiene de la estimación econométrica de una función de producción Cobb-Douglas en la que se han impuesto rendimientos constantes, el perfil obtenido es el mismo, confirmando la aparente prociclicidad de la PTF.

En cuanto a la productividad del trabajo, se observa en el gráfico 3 que también ha tenido un comportamiento muy similar a la evolución del PIB privado, excepto para los últimos años de la muestra. A partir de 1985, el diferencial de crecimiento de estas dos variables se agranda, observándose una cierta estabilización del crecimiento de la productividad a niveles reducidos. Consecuentemente, se puede hablar de una tendencia decreciente de la productividad del trabajo en el periodo 1964-1990. La prociclicidad que se observa en la primera parte de la muestra se explica en la literatura por la existencia de shocks tecnológicos asociados al ciclo, de rendimientos crecientes, o de atesoramiento de trabajo. De nuevo, la ausencia de una recuperación de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo en el último período destaca frente a la evidencia sobre prociclicidad de la productividad del trabajo obtenida para otros países (ver Hernando y Vallés (1992)).

La productividad del capital, cuya evolución está recogida en el gráfico 4, también presenta un cambio en su patrón de comportamiento a principios de los ochenta. Así, durante los primeros años de la muestra, en las fases de auge, la aportación del capital era reducida, y, en cambio, cuando el PIB crecía poco, se reducía el diferencial de crecimiento. Sin embargo, a partir de 1981, la recuperación de la tasa de crecimiento del PIB va acompañada por una recuperación destacada del crecimiento de la productividad del capital.

Gráfico 3
Productividad del trabajo
Sector privado

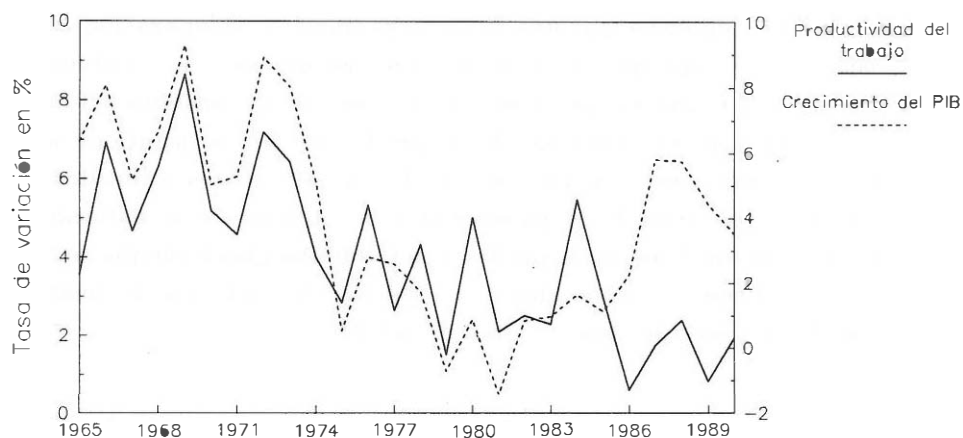
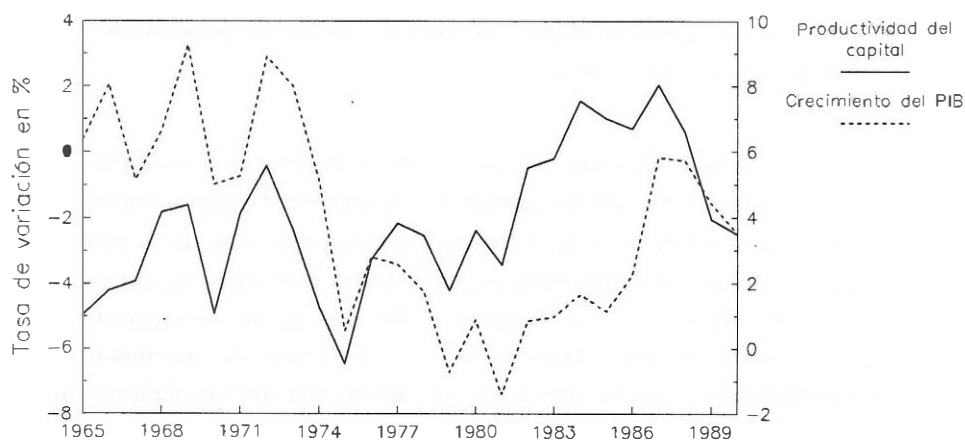


Gráfico 4
Productividad del capital
Sector privado



En resumen, tenemos tres hechos estilizados en relación con la productividad: la prociclicidad del crecimiento de la PTF en todo el periodo 1964-1990 (evidencia que contrasta con la desaceleración sistemática observada en otros países), la anticiclicidad de la productividad del trabajo en la década de los ochenta (que contrasta con la prociclicidad del trabajo observada en otros países), y el aumento de la productividad del capital en ese último periodo, cuando con anterioridad el patrón era esencialmente de estabilidad. Por lo tanto, se puede afirmar que en la década de los ochenta se ha concentrado una serie de rasgos específicos en la evolución de las distintas productividades.

En estos últimos años, se ha observado una serie de factores que podrían explicar en parte este cambio en el patrón de evolución de la productividad de los dos factores. En primer lugar, el esfuerzo realizado por el sector público para renovar y mejorar las infraestructuras ha sido notable (ver gráfico 5). De hecho (ver cuadro 1, columna 1), la inversión pública ha ido aumentando hasta situarse, en los últimos años, en el entorno del 5% del PIB. Esa mejora ha podido ser el factor que haya impulsado la aceleración de la productividad del capital, en un momento en que la relación capital/trabajo se situaba en sus valores más reducidos.

Por otra parte, en 1986, se produjo una fortísima caída de los precios del petróleo (columna 2 del cuadro 1) que se transmitió a un menor coste de la energía. El shock de oferta positivo que supuso esa caída del precio del petróleo podría explicar estos hechos estilizados. A este respecto, la complementariedad del input energía con el capital podría explicar el aumento de la productividad del capital cuando disminuyó el precio de la energía.

El proceso de apertura de la economía española al exterior, que culminó con la incorporación de España a la CE, es otro posible factor explicativo (columna 3 del cuadro 1). En efecto: la mayor competencia que supuso esa mayor apertura ha podido llevar a la adopción de tecnologías más productivas para poder competir en los mercados internacionales. Además, la entrada de capital extranjero en inversiones directas que siguió a la liberalización ha podido impulsar (como parece deducirse de

Gráfico 5

Relación inversión en infraestructuras/total



FBKINFR: inversión en infraestructuras del Estado
y las Administraciones Territoriales; FBKAAPP:
inversión total de las Administraciones Públicas

CUADRO 1
Evolución de la productividad total en el período 1985-1991:
Factores explicativos

	Inversión pública (en % PIB)	Precio relativo energía ^a	Grado de apertura (en % PIB) ^b	Inversión en bienes de equipo (tasas de crec.real) ^c	Tasa de paro (%)	Ratio de temporalidad ^d (%)	Parados sin empleo previo (%total paro) ^e
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ø1964/1973	2,8	0,66	22	11	1,5	-	-
Ø1974/1984	2,4	1,76	30	-1	9,9	-	-
1985	3,5	2,21	36,1	7,9	21,6	-	40
1986	3,5	1,00	37,6	12,5	21,2	~	41,1
1987	3,3	0,89	40,1	20,5	20,5	18,15	37,9
1988	3,7	0,71	41,9	16,3	19,5	23,29	35,4
1989	4,4	0,76	44,1	12	17,3	26,38	31,7
1990	4,8	0,74	45,1	1,4	16,3	30,3	28,7
1991	5,1	0,66	48,0	-2,5	16,3	32,3	25,2

Fuentes: INE, B.E. y elaboración propia.

(a) Precio relativo de las importaciones energéticas. Fuente: base de datos del modelo MOISEES (base 1986).

(b) Exportaciones reales más importaciones reales, en porcentaje del PIB real. Fuente: base de datos del modelo MOISEES (base 1986).

(c) Fuentes: INE y B.E. Para el período 1964 a 1984, se muestra el crecimiento medio de la inversión productiva privada real tomada de la base de datos del modelo MOISEES (base 1986).

(d) Contratos temporales en relación al total de contratos. Fuente: EPA.

(e) Fuente: EPA.

algunos estudios, como Ortega (1992)) la adopción de nuevas tecnologías que incorporaron un progreso tecnológico mayor.

Por último, el proceso de renovación del equipo capital iniciado en 1986 no tiene parangón con el experimentado en otros períodos. Las tasas reales de crecimiento de la inversión en bienes de equipo alcanzaron los dos dígitos, llegando en 1987 a un máximo del 20% de crecimiento real (columna 4 del cuadro 1). Si esa renovación del equipo capital permitió la instalación de un capital más productivo, ello puede contribuir a explicar los hechos estilizados del último período. Esta posibilidad encuentra apoyo en Hernando y Vallés (1992), ya que son las empresas con procesos más intensos de sustitución de trabajo por capital las que presentan los mayores incrementos en la PTF.

El rasgo estilizado que no concuerda con ninguna de las explicaciones anteriores es el patrón anticíclico mostrado por las tasas de crecimiento de la productividad del trabajo. Sin embargo, cabe que este hecho aislado, además de estar de acuerdo con la intuición que señala que la productividad del trabajo debería ser anticíclica (como consecuencia de la productividad marginal decreciente), sea la consecuencia del proceso de destrucción de empleo en la etapa anterior, que hizo que el nivel de cualificación de los incorporados al mercado de trabajo en la etapa de expansión fuera relativamente bajo. De hecho, fueron los parados sin empleo previo los que nutrieron el aumento del empleo (ver columna 5 y 7 del cuadro 1), que se produjo, además, de forma especialmente marcada a través de contratos temporales (columna 6 del cuadro 1). En definitiva: existen factores, de tipo institucional fundamentalmente, que pueden explicar esa evolución diferencial de la productividad del trabajo en España.

En resumen: tenemos unos hechos estilizados en la última parte de la muestra, como son la aceleración de la PTF y de la productividad del capital, y varios factores que pueden explicar esos hechos. En el presente trabajo, nos vamos a centrar en el posible papel desempeñado por el stock de capital público: en particular, el de infraestructuras de comunicaciones y transporte. Para ello, vamos a utilizar como marco analítico una función de producción agregada que incluya el capital público como un input

adicional. En el siguiente apartado se presenta el desarrollo formal de ese marco analítico.

3. EL MARCO ANALÍTICO

Se parte de una función de producción agregada del tipo:

$$Y_t = A_t f(L_t, K_{pt}, K_{gt}) \quad (2)$$

donde Y_t es la producción agregada privada de bienes y servicios, L_t es el empleo agregado del sector privado, K_{gt} representa el stock de infraestructuras públicas, K_{pt} el stock de capital productivo privado y donde A_t es una medida del progreso tecnológico.

En principio, se supone que la función de producción es del tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_{pt}^\beta K_{gt}^\gamma \quad (3)$$

donde:

$$A_t = A_o \cdot e^{gt} \quad (4)$$

siendo g la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno. En su versión logaritmica, la ecuación (3), teniendo en cuenta (4), tendría la forma

$$y_t = a_o + gt + \alpha l_t + \beta k_{pt} + \gamma k_{gt} \quad (5)$$

donde las minúsculas recogerían las variables en logaritmos.

La ecuación (5) sería la relación cuyos parámetros se quieren estimar. Reparametrizando, tendremos:

$$(y - k_p)_t = a_o + gt + \alpha(1 - k_p)_t + \gamma(k_g - k_p)_t + (\alpha + \beta + \gamma - 1)k_{pt} \quad (6)$$

En definitiva, si estimamos:

$$(y - k_p)_t = b_0 + b_1 t + b_2 (1 - k_p)_t + b_3 (k_g - k_p)_t + b_4 k_{pt} , \quad (7)$$

la no significatividad del coeficiente b_4 será un indicio de la existencia de rendimientos constantes en todos los inputs, capital público incluido. De forma similar, para contrastar la existencia de rendimientos constantes en los inputs privados, se estima la ecuación:

$$(y - k_p)_t = c_0 + c_1 t + c_2 (1 - k_p)_t + c_3 k_{gt} + c_4 k_{pt} \quad (8)$$

donde la no significatividad del coeficiente c_4 indicaría la existencia de rendimientos constantes en los inputs privados (ya que $c_4 = \alpha + \beta - 1$). Obsérvese que esto implicaría la existencia de rendimientos crecientes a escala en todos los inputs, privados y públicos.

En principio, la existencia de rendimientos crecientes a escala es problemática. Sin embargo, no es así en este contexto, en la medida en que el nivel de capital público es fijado por un agente -el gobierno- que financia la prestación de servicios que supone dicho capital mediante exacciones coactivas (y no mediante cargo del coste a los potenciales usuarios). El sector privado, pues, no decide el nivel del input público, sino que este es exógeno. La causa que explica el fallo de mercado en la provisión privada de este input reside en las habituales características de los bienes públicos: el problema del usuario gratuito y la existencia de economías de escala (consumo conjunto).

En resumen: se postula que el capital público es un input más de la función de producción agregada del sector privado. Sin embargo, a la hora de realizar comparaciones con la productividad del capital privado, hay que tener presente que ese input no forma parte del conjunto de variables que controla el sector privado, sino que es una externalidad agregada para el sector. Su nivel no se decide en el contexto de mercados competitivos, porque no es posible fijar un precio de mercado del capital

público. En este sentido, no se produce la igualdad de las productividades marginales netas de depreciación del capital privado y del capital público, resultado que solo se obtendría si existiera un planificador que optimizara el bienestar social y fijara el nivel del capital público de forma que se produjera esa igualdad.

Un enfoque alternativo a este partiría de la definición de la productividad total de los factores recogida en la expresión (1), intentando explicar su evolución a partir de una regresión del tipo:

$$\Delta \text{ PTF} = a_0 + a_1 \Delta k_{gt} + a_1 \cdot \text{otras variables} \quad (9)$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias, y k_g es la variable de capital público utilizada. La inclusión del capital público intentaría recoger el efecto positivo que cabría esperar que esta variable tuviera sobre la productividad privada, si bien el coeficiente obtenido ya no tendría la interpretación estructural del coeficiente del capital público en la función de producción privada.

Diversas teorías explicarían cuáles son las variables adicionales que cabría introducir en (9). En primer lugar, en la medida en que la evolución de la productividad de los factores se vea afectada por perturbaciones de demanda, la introducción de la utilización de la capacidad productiva (en primeras diferencias) permitiría controlar el efecto de estos shocks. Por otra parte, existen varias teorías que establecen la interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso tecnológico. Así, si el progreso tecnológico está incorporado en el capital, deberíamos encontrar que el proceso de acumulación de capital afecta positivamente a la productividad (esto es, que, al introducir $\Delta(k-1)$ o Δk como variables que recogen esa renovación del equipo capital en la expresión (9), estas aparecen como significativas). Otra versión distinta sobre este efecto de interacción es el modelo de cosecha (vintage model), que señala que, si el nuevo capital es más productivo que el ya instalado, aceleraciones del proceso de acumulación de capital deberían relacionarse con aumentos de la productividad (esto es, en (9) deberían ser significativas las variables $\Delta^2(k-1)$ ó $\Delta^2(k)$, que miden la aceleración del proceso de acumulación de capital: ver Wolff (1991)).

En el siguiente apartado, se presentan los principales resultados empíricos obtenidos con ambos enfoques.

4. PRODUCTIVIDAD PRIVADA Y CAPITAL PÚBLICO

La fuente estadística utilizada para la estimación de las funciones de producción privada es la procedente del MOISEES en base 80, excepto la serie de empleo del sector privado, que es la serie enlazada por García Perea y Gómez (1993), y que respeta los criterios de contabilidad nacional. La introducción de una serie de stock de infraestructuras de transportes y comunicaciones -que solo es una parte del capital público- ha obligado, sin embargo, a la construcción de la serie.

Los detalles sobre la elaboración de la serie de infraestructuras se pueden encontrar en Argimón y Martín (1993). La principal fuente estadística para la construcción de ese stock son las Cuentas de las Administraciones Públicas (CAP), disponibles desde 1958 hasta 1989, aunque el nivel de detalle de la información disponible es mucho mayor para el periodo más reciente. De nuevo, el volumen de información es también mucho mayor para el Estado que para las Comunidades Autónomas o las Corporaciones Locales, para los que se ha tenido que utilizar alguna hipótesis sobre la distribución de la inversión pública en infraestructuras de transporte y comunicaciones y otras inversiones (se excluyen, por su escasa trascendencia cuantitativa, la Seguridad Social y los Organismos Autónomos Administrativos). La construcción del stock se realiza a partir de las inversiones en términos reales en infraestructuras de transportes y comunicaciones, suponiendo una tasa de depreciación del 5% (que es la misma que se utiliza en Corrales y Taguas (1989) para la construcción de la serie de capital público y que se utiliza en la base de datos del MOISEES). En total, se construyen cuatro series: una para el total de las Administraciones Públicas, en términos de contabilidad nacional (AAPP(CN)); otra para el Estado, también en términos de contabilidad nacional (Estado (CN)); otra para el Estado, pero en términos de Contabilidad Pública (Estado (CP)), (entre otras diferencias, esta incluiría la inversión en Defensa, considerada, en su mayor parte, como consumo público según la contabilidad nacional); y, por último, otra para

el Estado, que incluiría, además de la inversión, las transferencias de capital (Estado (CP con TK)). Las diferencias entre estas series no son solo de nivel, sino que afectan también a los perfiles de cada una de ellas (ver Argimón y Martín (1993)).

Si se compara la serie de stock de infraestructuras y comunicaciones construida para el total de las Administraciones Públicas con la de capital público utilizada en el modelo MOISEES (véase Baiges, Molinas y Sebastián (1989)), se observa que el stock en infraestructuras representa en torno al 23% del total del capital público. Si se considera el stock total de capital exclusivamente del Estado y Administraciones Territoriales, las infraestructuras del transporte y las comunicaciones representan el 38% del total. La diferencia cuantitativa entre ambas series y su distinto componente cualitativo hacen interesante el análisis de la hipótesis de que son las inversiones públicas en este tipo de capital (infraestructuras de transporte y comunicaciones) las que tienen una especial incidencia positiva sobre la productividad del sector privado.

Para ello, se procede a la estimación de funciones de producción tipo Cobb-Douglas, que, en la hipótesis de rendimientos constantes a escala, se puede expresar en forma logarítmica como:

$$(y - k_p)_t = a + b(1 - k_p)_t + c(k_g - k_p)_t \quad (10)$$

donde las minúsculas denotan que las variables están en logaritmos, y_t es el PIB privado (calculado como el PIB real al coste de los factores menos la remuneración de asalariados públicos y menos el consumo de capital fijo de las Administraciones Públicas), k_{pt} es el stock de capital privado, l_t es el empleo en el sector privado y k_{gt} es el stock de capital público o de infraestructuras públicas.

Antes de entrar en la interpretación de los resultados, que imponen rendimientos constantes en todos los inputs, es importante destacar que se han realizado estimaciones en las que no se introducía esta restricción. El valor muy próximo a cero de los coeficientes libres, así como el bajo valor de la t-ratio de esos coeficientes libres para todas las series del Estado, en las regresiones que contrastan la existencia de

rendimientos constantes en los inputs privados y en el total de inputs (ecuaciones (7) y (8)), permite concluir que existen rendimientos constantes en el total de inputs. La excepción es la serie de las Administraciones Públicas, para la que existen indicios de rendimientos crecientes. No obstante, cuando se efectúa ese contraste para la serie de Administraciones Públicas por medio de la estimación por mínimos cuadrados no lineales (MCNL) de una ecuación en forma de mecanismo de corrección del error, no se puede rechazar la existencia de rendimientos constantes. En relación con estas estimaciones, hay que recordar que, si bien la distribución de los coeficientes no es la estándar, sí sabemos que los errores estándares computados son, por regla general, menores que los verdaderos errores estándares. Una t-ratio que está por debajo de 2 puede, pues, ser un indicio del escaso papel desempeñado por la variable en cuestión.

En el cuadro 2, se muestran los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación (10) para las distintas series de infraestructuras disponibles. Se ofrecen dos estimaciones, una por MCO y otra por Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL), cuya especificación viene representada por un modelo de mecanismo de corrección del error, con expresión general:

$$\begin{aligned} \Delta(y-k_p)_t = & a' + b'\Delta(1 - k_p)_t + c'\Delta(k_g - k_p)_t \\ & + e[(y-k_p)_{t-1} - b''(1-k_p)_{t-1} - c''(k_g-k_p)_{t-1}] + d\Delta(y-k_p)_{t-1} \end{aligned} \quad (11)$$

En el apéndice I, se detallan las variables que se incluyen en el corto plazo en cada una de las ecuaciones estimadas.

Dado el carácter no estacionario de las series utilizadas, se presentan estadísticos de cointegración, con la intención de detectar la existencia de regresiones espurias. En la estimación por MCO, ese estadístico es el ADF, y en la estimación por MCNL es la t-ratio del coeficiente del mecanismo de corrección del error (ver apéndice I).

Como se observa, en todas las estimaciones (tanto para las distintas series como en las estimaciones por MCO y por MCNL) el

CUADRO 2
Función de producción privada con distintos stocks de infraestructuras públicas
(1964-1989)

Estimaciones por MCO				
Variable elegida de infraestructuras				
	AAPP (CN)	Estado (CN)	Estado (CP)	Estado
	(1)	(2)	(3)	(CP, con TK)
	(4)			
$1-k_p$	0,35 (45,76)	0,22 (10,86)	0,29 (28,14)	0,30 (22,47)
$k_g - k_p$	0,21 (6,52)	0,60 (7,74)	0,59 (8,72)	0,49 (6,07)
ADF	-2,38	-3,79*	-4,14**	-2,6
DW	0,71	1,28	1,47	0,78
SE	0,016	0,014	0,013	0,017

Estimación por Mínimos Cuadrados No Lineales				
Variable elegida de infraestructuras públicas				
	AAPP (CN)	Estado (CN)	Estado (CP)	Estado
	(5)	(6)	(7)	(CP, con TK)
	(8)			
$1-k_p$	0,36 (10,46)	0,20 (7,52)	0,31 (20,26)	0,27 (12,05)
$k_g - k_p$	0,21 (2,83)	0,71 (8,60)	0,59 (8,34)	0,67 (7,30)
MCE	-0,5 (-2,79)	-0,77 (-6,00)**	-0,79 (-5,56)**	-0,68 (-5,68)**
DW	1,97	2,22	2,30	2,09
SE	0,012	0,08	0,08	0,08

Resultados de la estimación de la ecuación (10) por MCO y de la ecuación (11) por MCNL. Los valores de los coeficientes presentados bajo MCNL son los que se obtienen dentro del mecanismo de corrección del error y que representan las relaciones a largo plazo.

Nota: Los valores entre paréntesis son t-ratios. Las variables están en logaritmos. DW es el test de autocorrelación de Durbin-Watson; ADF es el valor del estadístico t en el contraste de estacionariedad de los residuos de la ecuación estimada cuya descripción se encuentra en el apéndice I; MCE es el valor estimado de e en la ecuación (11) y cuya significatividad se interpreta como un contraste de cointegración, tal y como se explica en el apéndice I, donde también se encuentran enumeradas las variables que se incluyen en el corto plazo en cada ecuación estimada; SE es el error estándar de la regresión.

** Significativo al 5%.

* Significativo al 10%.

coeficiente del trabajo oscila entre 0,2 y 0,3. Con la existencia de rendimientos constantes y competencia perfecta, ese parámetro del trabajo se corresponde con la participación del trabajo en el producto, ya que, si cada factor se remunera según su productividad marginal, b , el coeficiente estimado para $(1-k_p)$ debe ser tal que $b=(\partial Y/\partial L)(L/Y)$. Sin embargo, el coeficiente estimado está muy por debajo de la participación de la remuneración de asalariados en el PIB (situada en media en el 46% del PIB), aunque, si consideramos que el producto se distribuye exclusivamente entre los dos inputs competitivos (trabajo y capital privado), ya que el capital público no se remunera según su productividad marginal, la participación del trabajo en el output, calculada como el cociente entre el coeficiente del trabajo (c en la ecuación (10)) y la suma de c y el coeficiente del capital privado $(1-c-b)$, se eleva al 44% con los resultados recogidos en la columna (1). En cuanto a la estimación por MCNL, la principal diferencia con los resultados por MCO reside en que el coeficiente del capital público que se obtiene es, en general, superior al obtenido por MCO. Con relación al ajuste de las distintas series construidas, es la serie de las Administraciones Públicas la que presenta un comportamiento peor (en relación con los contrastes de cointegración).

El resultado más destacable del cuadro 2 es que en todos los casos se mantiene el resultado de la mayor productividad del capital público en infraestructuras en relación con el privado. Por otra parte, la serie de infraestructuras del Estado construida según el criterio de contabilidad pública, y que incluye las transferencias de capital, presenta un ajuste peor que la serie que no incluye las transferencias de capital.

Por lo que respecta a las series del Estado de contabilidad nacional y pública, tanto los coeficientes estimados como el ajuste de la ecuación y los estadísticos ADF y MCE son muy similares en ambos casos (columnas (2), (3), (6) y (7)). Conviene recordar que la serie de contabilidad pública incluye las inversiones en defensa, mientras que la de contabilidad nacional no las incluye. La única diferencia destacable en la estimación consiste en que el coeficiente del trabajo es, en el caso de la serie de contabilidad pública, algo más elevado (0,29 frente a 0,22 para la estimación por MCO). En ambos casos, es muy reducido, ya que, como

se ha señalado, en la hipótesis de competencia perfecta y si hay rendimientos constantes, ese coeficiente debería coincidir con la participación de los salarios en el PIB privado. Tal y como se ha señalado, una posible explicación de este reducido valor puede residir en la naturaleza del capital público, que no es un input controlable por el sector privado ni se retribuye según su productividad marginal, sino que su nivel se decide por parte del sector público. En este sentido, si, de nuevo, se comparan los coeficientes de capital y trabajo privados de las columnas 1 a 3 del cuadro 2 (esto es, si se compara el coeficiente del trabajo en relación con la suma de los coeficientes de capital y trabajo privados), el trabajo tendría una participación relativa del 44% para la serie de Administraciones Públicas (frente a un 56% del capital privado), del 55% para la serie del Estado Contabilidad Nacional y del 74% para la serie del Estado contabilidad pública. En cualquier caso, ese bajo valor del coeficiente del trabajo está en línea con los resultados obtenidos cuando se utiliza el capital público (ver Bajo y Sosvilla (1992)). Debe señalarse que la elasticidad del output con respecto al capital público es más baja para la serie del Estado contabilidad nacional, en la que se excluyen las infraestructuras militares, que para la serie del Estado contabilidad pública.

Uno de los valores añadidos de este trabajo es la utilización de una serie de infraestructuras como la variable de capital público relevante. Es, pues, interesante comparar los resultados obtenidos para las series de stock de capital público en infraestructuras, con los obtenidos en otros estudios en los que solo se considera el capital público en general, sin distinguir sus diversos componentes. Para ello, se procede a estimar la función de producción recogida en las ecuaciones (10) y (11), pero incluyendo el resto de capital público como un regresor adicional⁽¹⁾. Esta estimación permite contrastar la hipótesis preliminar de que, primero, es relevante la distinción entre capital público en infraestructuras y el resto de capital público, y, segundo, que el capital público en infraestructuras es más productivo que el resto del capital de

⁽¹⁾ La serie de capital público se construye según los mismos criterios y para los mismos agentes utilizados en la construcción de la serie de infraestructuras.

CUADRO 3
Función de producción privada con stocks de infraestructuras y resto del stock
(1964-1989)

Estimaciones por MCO				
Variable elegida de infraestructuras				
	AAPP (CN)	Estado (CN)	Estado (CP)	Estado (CP, con TK)
	(1)	(2)	(3)	(4)
$1-k_p$	0,38 (19,33)	0,21 (9,77)	0,27 (15,59)	0,45 (4,92)
$k_g - k_p$	0,17 (3,84)	0,62 (7,78)	0,65 (8,49)	0,26 (1,55)
$r_g - k_p$	0,04 (1,47)	-0,01 (0,98)	-0,03 (1,50)	0,12 (1,66)
ADF	2,67	3,71	4,57**	2,61
DW	0,86	1,31	1,65	0,76
SE	0,016	0,015	0,013	0,017
Estimación por Mínimos Cuadrados No Lineales				
	AAPP (CN)	Estado (CN)	Estado (CP)	Estado (CP, con TK)
	(5)	(6)	(7)	(8)
$1-k_p$	0,41 (10,92)	0,20 (6,30)	0,32 (13,55)	0,36 (4,36)
$k_g - k_p$	0,11 (1,42)	0,71 (7,70)	0,56 (6,33)	0,51 (3,22)
$r_g - k_p$	0,10 (2,19)	0,002 (0,02)	0,02 (0,67)	0,069 (1,16)
MCE	-0,67 (3,58)*	-0,77 (5,71)**	-0,78 (5,38)**	-0,71 (5,81)**
DW	2,03	2,20	2,35	2,12
SE	0,011	0,008	0,009	0,008

r_g : Resto capital público.

** Significativo al 5%.

* Significativo al 10%.

Ver nota al cuadro 2.

este sector. Como se observa en el cuadro 3, en todas las estimaciones el coeficiente del resto del capital ($r_g - k_p$) está muy próximo a cero, excepto para la serie de Administraciones Públicas, para la que la evidencia empírica no es determinante, pues, mientras la estimación por MCO confirmaría que ese coeficiente es muy próximo a cero, la estimación por MCNL induciría a afirmar que el coeficiente del resto del capital público es igual al del capital público en infraestructuras. Por lo que respecta al ajuste de las ecuaciones presentadas, es, de nuevo, la serie de Administraciones Públicas la que presenta un peor ajuste en relación con los contrastes de cointegración.

En resumen: la evidencia empírica recogida en el cuadro 3 permite concluir, no solo que la elasticidad del output con respecto al capital en infraestructuras es superior a la obtenida con respecto al resto del capital público, sino que este no parece afectar ni positiva ni negativamente a la productividad del sector privado. Este resultado parece indicar que este capital público (que incluye, entre otros elementos, edificios administrativos) puede ser considerado más como consumo público que como capital directamente productivo.

Otro resultado recogido en el cuadro 2, y que resulta, en principio, llamativo, es el mal ajuste (en términos de los contrastes de cointegración) de la estimación de la función de producción cuando se utiliza la serie de las Administraciones Públicas, frente al buen ajuste que presenta la función de producción cuando se utilizan las series construidas para el Estado. Con la intención de detectar la posible causa de este resultado, se procedió a contrastar la existencia de inestabilidades en las ecuaciones estimadas, analizando por separado la serie de Administraciones Públicas, la del Estado (de Contabilidad Nacional) y la de las Administraciones Territoriales (obtenida como la diferencia entre ambas), con los resultados que se muestran en el cuadro 4. Como se observa, se confirma que, para la serie de Administraciones Públicas, existe un cambio estructural en 1985, año en el que se intensifica y consolida el proceso de transferencias de competencias a las Comunidades Autónomas. En concreto: la elasticidad del output con respecto a las series de Administraciones Territoriales parece indicar la irrelevancia de estas infraestructuras para la productividad del sector privado.

CUADRO 4
Cambio estructural en la función de producción

	Administraciones Públicas		Estado		Administraciones Territoriales	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
1985	0,67 (4,12)	3,25** (3,11)	0,71 (7,10)	1,38 (3,11)	0,07 (0,63)	0,32 (3,11)
1989	0,21 (2,83)	-	0,71 (8,60)	-	0,02 (0,67)	-

En la primera columna del cuadro, figura el último año de la muestra utilizado para la estimación de la función:

$$\Delta(y-k_p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(1-k_p)_t + \alpha_2 [(y-k_p)_{t-1} - \alpha_3 (1-k_p)_{t-1} - \alpha_4 (k_g - k_p)_{t-1}] + \alpha_5 \Delta(y-k_p)_{t-1}$$

En la columna (1), figura el valor de α_4 estimado, y, entre paréntesis, el estadístico t. En la columna (2), figura el valor del contraste F de cambio estructural, y, entre paréntesis, el valor crítico al 5% de significatividad.

** Significativo al 5%.

CUADRO 5
Papel del stock de infraestructuras de las Administraciones Territoriales

	(1)	(2)
	MCNL	
$(1-k_p)$	0,46 (9,84)	0,21 (7,12)
$(k_{tt}-k_p)$	0,02 (0,67)	0,007 (0,88)
(k_e-k_p)	- -	0,67 (7,23)
MCE	-0,30 (-2,08)	-0,82 (-5,77)**
R^2	0,697	0,868
SE	0,012	0,008

Resultados de la estimación por Mínimos Cuadrados no lineales de la ecuación:

$$\Delta(y-k_p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(1-k_p)_t + \alpha_2 [(y-k_p)_{t-1} - \alpha_3(1-k_p)_{t-1} - \alpha_4(k_{tt}-k_p)_{t-1} - \alpha_5(k_e-k_p)_{t-1}] + \alpha_6 \Delta(y-k_p)_{t-1}$$

donde α_5 se ha restringido a cero en la columna (1).

Los valores de los coeficientes son los que se obtienen dentro del mecanismo de corrección del error. MCE es el valor del coeficiente α_2 .

k_{tt} : logaritmo del stock de infraestructuras de las Administraciones Territoriales.

k_e : logaritmo del stock de infraestructuras del Estado.

En el cuadro 5, se presentan los resultados que se obtienen cuando se estima la función de producción diferenciando las infraestructuras del Estado de las correspondientes a las Administraciones Territoriales. Como se observa, tanto la estimación que incluye ambos stocks de infraestructuras como la que solo incluye la de las Administraciones Territoriales, confirman que las infraestructuras de las administraciones periféricas no afectan, aparentemente, a la productividad del sector privado.

En definitiva: la evidencia conjunta de los cuadros 4 y 5 confirma que el mal ajuste de la serie de Administraciones Públicas tiene su origen en la distinta elasticidad del output con respecto a las infraestructuras del Estado y a las Administraciones Territoriales, que, de hecho, no parecen afectar de forma significativa a la productividad del sector privado. Esa irrelevancia de las infraestructuras periféricas para la productividad del sector privado puede tener dos explicaciones. En primer lugar, este resultado podría estar indicando la existencia de errores de medición en la variable de Administraciones Públicas (del componente de Administraciones Territoriales). De hecho, las fuentes estadísticas de las que se dispone para las Haciendas Territoriales (incompletas y con un menor grado de detalle), junto con la exclusión de la inversión en infraestructuras de la Seguridad Social (sin relevancia práctica en este caso) y de los Organismos Autónomos Administrativos (con un protagonismo inversor, aunque pequeño, indudablemente mayor que el de la Seguridad Social), pueden llevar a unos errores de medición de la variable para el total de las Administraciones Públicas, que expliquen el resultado obtenido.

Por otra parte, el proceso de transferencia de competencias a las Comunidades Autónomas puede justificar este resultado. En efecto: si la elasticidad del output con respecto a la inversión en infraestructuras de estos entes es menor que la obtenida con respecto al Estado, eso explicará la inestabilidad observada desde 1985 en la serie de las Administraciones Públicas. Por lo que respecta a la distinta elasticidad del output, este hecho podría quedar explicado tanto por la distinta naturaleza potencial de los bienes en los que invierten estos entes periféricos como por la posible menor eficiencia en la utilización de los recursos, derivada de su

menor experiencia de gestión. En cualquier caso, el análisis realizado no permite discernir entre estas posibles explicaciones, por lo que estas tienen un carácter tentativo y han de ser interpretadas, por tanto, con precaución.

En el cuadro 6, se muestran, por último, los resultados obtenidos con el enfoque de la PTF, estimándose por MCO la ecuación (9). Así, se confirma que la ratio de utilización de la capacidad (l_{cu} , que capta la existencia de shocks de demanda) y el stock de infraestructuras públicas (con la serie de Administraciones Públicas y del Estado, Contabilidad Nacional y Pública) han desempeñado un papel importante a la hora de explicar la evolución de la productividad total de los factores. En cambio, no se ha podido confirmar empíricamente la teoría de la interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso técnico, en ninguna de sus dos versiones. Así, la variable $\Delta(k-1)$ ni era significativa ni tenía el signo adecuado. Por lo que respecta al efecto cosecha (vintage), ocurre otro tanto. También se ha intentado el contraste de la interacción entre capital y progreso técnico con las variables Δk y $\Delta^2 k$ con resultado negativo en ambos casos, ya que no aparecen como estadísticamente significativas.

El comportamiento de las tres series es muy similar, tal y como se evidencia en las tres últimas columnas del cuadro 6. De hecho, el coeficiente para las infraestructuras, cuando se incluyen retardadas un período, oscila entre 0,13 y 0,11, y el ajuste de la ecuación, medido por el error estándar, es igual en los tres casos (0,012). Resulta, pues, difícil decantarse por alguna de estas tres especificaciones. Hay que recordar que la interpretación de los coeficientes, en este caso, no es la misma que cuando se estima una función de producción, ya que, en el enfoque de la productividad, no existe una interpretación estructural del coeficiente estimado. Además, el análisis de la productividad total, según queda recogido en el cuadro 6, supone, de hecho, estimar en diferencias, mientras que el enfoque de la función de producción supone estimar en niveles.

En cualquier caso, los resultados de estas estimaciones confirman la interacción positiva entre el capital público en infraestructuras y la

CUADRO 6
Factores explicativos de la evolución de la PTF

V. Exógenas	AAPP (CN)	ESTADO (CN)	ESTADO (CP)
Δk_{gt-1}	0,12 (3,19)	0,13 (2,89)	0,11 (2,90)
Δlcu_t	0,30 (3,23)	0,31 (3,25)	0,31 (3,25)
R^2	0,39	0,36	0,36
SE	0,012	0,012	0,012
DW	1,84	1,69	1,71

Resultados de la estimación de la ecuación:

$$\Delta PTF_t = a_1 \Delta k_{gt-1} + a_2 \Delta lcu_t$$

Entre paréntesis, estadísticos t; R^2 , coeficiente de determinación;
SE, error estándar de la regresión; DW, estadístico de Durbin-Watson.

productividad del sector privado. Sin embargo, la ausencia de confirmación de los efectos interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso técnico (lo que va en contra de la evidencia empírica disponible para otros países: ver Wolff (1991)) recomienda tomar estos resultados de forma provisional.

En resumen: la construcción de una serie de stock de infraestructuras públicas ha permitido contrastar el efecto que estas tienen sobre la productividad del sector privado. Así, se aprecia un efecto positivo muy importante, superior al que corresponde al resto del capital público (que, de hecho, no parece afectar a la productividad del sector privado). Además, la elasticidad del output con respecto a la inversión en infraestructuras es superior a la obtenida con respecto al capital productivo privado. Aun así, la elasticidad del output con respecto al capital público en infraestructuras es, en cualquier caso, elevada, aunque parecida a la obtenida en estudios similares para otros países (ver Munnell (1990a) y el cuadro 7). A este respecto, no obstante, hay que recordar que las características estocásticas de las series temporales utilizadas (su carácter no estacionario) invalidan el uso de los errores estándares para conocer la distribución de los parámetros estimados, por lo que esta elasticidad del output con respecto al capital en infraestructuras puede no ser significativamente distinta de la del capital privado.

De las cuatro series de infraestructuras consideradas, son las del Estado en términos de contabilidad nacional y del Estado en términos de contabilidad pública las que producen un mejor ajuste. A este respecto, aunque el mejor resultado de las series del Estado se puede explicar por la existencia de errores de medición en la variable para las Administraciones Públicas, el creciente peso que tienen las Administraciones Territoriales (Comunidades Autónomas y Haciendas Locales) en la inversión pública, incluida la dirigida a infraestructuras, hace que el relativo peor comportamiento de esa serie de Administraciones Públicas sea uno de los aspectos más insatisfactorios de la evidencia empírica mostrada. Aunque existen posibles explicaciones a los problemas de estabilidad cuando se utiliza esta serie, estas son provisionales y

deberían ser confirmadas con un estudio más detallado de los problemas potenciales que se esconden tras esa inestabilidad.

Por último, el enfoque de la PTF confirma la interrelación de capital público en infraestructuras y productividad privada. A diferencia del enfoque de la función de producción, no existen diferencias aparentes entre las series, ni en los coeficientes estimados ni en el ajuste de las ecuaciones, a la hora de explicar la evolución de la productividad total de los factores.

Una crítica habitual a esta literatura consiste en señalar que la relación empírica observada entre infraestructuras y producción privada puede ser el resultado de un esquema de causalidad a la inversa, por el que a más alto nivel de desarrollo corresponde un mayor gasto en infraestructuras. En el apéndice 2, se recogen los contrastes de causalidad realizados, que confirman que la dirección de causalidad es la adecuada: el aumento del capital público en infraestructuras de comunicaciones y transporte aumenta (causa) la productividad del sector privado.

5. CONCLUSIONES

La evolución de la productividad del sector privado muestra en el caso de España unas características diferenciales respecto a la evolución seguida en otros países. Así, en particular, en el período de expansión iniciado en 1985, se produce una aceleración de la productividad total de los factores (PTF), esto es, de aquella parte del producto que no viene explicada ni por la evolución del factor trabajo ni por la evolución del capital productivo privado.

La conjetura que el presente trabajo ha explorado es qué parte de la evolución de este factor residual en años recientes puede explicarse por la evolución del stock en infraestructuras de comunicaciones y transporte de las Administraciones Públicas. Así, la aceleración observada en la PTF coincide con una intensificación del esfuerzo inversor público,

CUADRO 7
Estimaciones de la elasticidad del output con respecto al capital público

Trabajo	Nivel Agregación	Especificación	Elasticidad
Aschauer (1989)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	.39/.56
Holtz-Eakin (1988)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	.39
Munnell (1990a)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	.34
Costa et al. (1987)	Estados	Translog, niveles	.20
Eisner (1991)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	.17
Mera (1973)	Regiones Japón	Cobb-Douglas, niveles, logs	.20
Munnell (1990b)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	.15
Holtz-Eakin (1992)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	.20/0
Eberts (1986), (1990)	Municipios	Translog, niveles	.03
Argimón et al. (1993)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	.60

Fuente: Munnell (1992).

centrado, en gran medida, en la renovación de las infraestructuras de comunicaciones y transportes.

Los resultados obtenidos, que se desprenden de la estimación de una función de producción para el sector privado del tipo Cobb-Douglas, que incluye el stock de infraestructuras como un input adicional, no están en contradicción con esta hipótesis sobre el papel desempeñado por las infraestructuras en la aceleración de la PTF. En este sentido, en línea con la evidencia internacional de que se dispone, la elasticidad del output con respecto al capital público en infraestructuras es muy superior a la que se obtiene con respecto al capital productivo privado, resultado que se mantiene tanto incluyendo posibles variables omitidas como estimando por submuestras. Por otra parte, también se confirma que la elasticidad del capital público en infraestructuras es muy superior a la del capital público en general (que incluye, además de las infraestructuras, otras inversiones como edificios administrativos, etcétera). Por último, se confirma que la dirección de causalidad es la esperada, ya que la evidencia empírica muestra que las infraestructuras no son un bien superior, esto es, que las relaciones observadas no son resultado de que un más alto nivel de desarrollo lleve aparejada una mayor demanda de gasto público en este tipo de bienes.

Por lo que respecta a la inserción de este resultado en la literatura empírica sobre el tema, se observa que la elasticidad del output con respecto a las infraestructuras obtenida en el presente trabajo se encuentra en la banda superior de las estimaciones obtenidas en otros estudios (ver cuadro 7). En cualquier caso, esa elasticidad es similar a la obtenida en estudios en los que se utilizan series temporales a nivel nacional. La menor elasticidad del output que obtienen los estudios que se realizan con una desagregación mayor (estados, regiones, municipios) puede quedar explicada porque se pierden los efectos difusión que el capital público de una región tiene sobre la productividad del sector privado en las otras regiones. Además, en la mayoría de los estudios considerados, el concepto de infraestructuras manejado es más amplio que el utilizado en el presente trabajo, lo cual puede afectar a la estimación de la elasticidad del output con respecto al capital público en infraestructuras. Así, mientras que en muchos estudios se toma el

conjunto del capital público, o se considera todo el capital público excluido el de defensa, en el presente estudio se distingue el capital público en infraestructuras de transporte y comunicaciones, del resto del capital público.

En cualquier caso, existen varios elementos que explican un posible sesgo al alza en la estimación de esa elasticidad del output. En primer lugar, si la tasa de depreciación verdadera del capital privado es más próxima a la supuesta para el capital público (un 5% en nuestro caso) que la utilizada para construir el stock de capital privado (un 10% en nuestro caso), puede ser que el stock de capital público utilizado sea una medida mejor del capital privado que el propio stock de capital privado construido, por lo que la estimación concede un peso excesivo al capital público. Por otra parte, puede ser que la inversión en infraestructuras esté muy correlacionada con otra variable que debería entrar en la ecuación estimada, pero que ha sido excluida (por problemas de medición, mala especificación, etc.), de modo que el coeficiente del capital público en infraestructuras está sobreestimado. Este podría ser el caso si la variable excluida fuera el capital humano, ya que la inversión en infraestructuras puede ser muy colineal con el gasto público en capital humano (Educación, Sanidad, etc.), por lo que el stock de infraestructuras estaría recogiendo también el potencial papel del capital humano sobre la productividad del sector privado.

En el gráfico 6, se muestra la evolución de la productividad total de los factores calculada como el residuo de una función de producción para el sector privado del tipo Cobb-Douglas, en la que se han impuesto rendimientos constantes a escala y en la que los inputs son capital productivo privado y trabajo (PTF), y otra en la que asimismo se incluye como input el capital público en infraestructuras del Estado (PTF sin la contribución del capital público). Como se observa, la inclusión del capital público en infraestructuras en la función de producción suaviza el perfil, de manera que la deceleración que se observaba entre los años 1975 y 1982, así como la aceleración mostrada tras 1983, no son tan intensas. La inclusión de la variable pública no afecta, además, al perfil anual de la evolución de la PTF, que recoge la existencia de shocks de demanda y oferta de carácter permanente.

Gráfico 6
Productividad privada y capital público



En línea con la evidencia disponible para otros países, los resultados subrayan la importancia que la distinción entre el gasto público corriente y el de capital tiene para analizar el impacto de la política presupuestaria. La diferenciación entre la inversión pública en general y la dedicada a infraestructuras de transportes y comunicaciones ha puesto de manifiesto que no solo importa la composición del gasto público entre gastos corrientes y de capital, sino que también es relevante la composición de la inversión pública entre inversión en infraestructuras y otro tipo de inversiones.

El efecto positivo de la inversión pública en infraestructuras sobre la productividad del sector privado sugiere algunas valoraciones tentativas de política económica. Así, no parece deseable que el proceso de consolidación presupuestaria y de reducción de gasto público necesario para cumplir los requisitos de entrada en la Unión Económica y Monetaria lleve aparejados recortes del gasto público en infraestructuras como los que han tenido lugar en los últimos años. Más aún: dados los efectos positivos de este tipo de gasto sobre la productividad, una política de aumento de la competitividad de la economía pasa por hacer compatible ese proceso de consolidación presupuestaria con un esfuerzo inversor público en el campo de las infraestructuras⁽²⁾.

⁽²⁾ Además, la evidencia empírica disponible a partir de trabajos en curso permite concluir, con carácter provisional, que el efecto expulsión de la inversión pública sobre la privada es, si no irrelevante, si de pequeña magnitud en el caso español. En otros estudios realizados en un marco conceptual distinto, existen, sin embargo, indicios de que ese efecto expulsión es, a largo plazo, completo (ver Argimón y Roldán (1991)).

APÉNDICE I: BREVE DESCRIPCIÓN DE LOS CONTRASTES UTILIZADOS

- ADF

Dada una serie temporal x_t , el contraste ADF es un test sobre la significatividad estadística de β en la regresión:

$$\Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j}$$

donde n es tal que los residuos de la regresión son ruido blanco.

La hipótesis nula de que x_t es una serie integrada de orden uno ($x_t \sim I(1)$) no puede ser rechazada, si no podemos rechazar que $\beta=0$. En caso contrario, si $\beta \neq 0$, se dice que x_t es una serie estacionaria ($x_t \sim I(0)$). Si no se puede rechazar la nula, se ha de contrastar si β' es distinto de cero en la regresión:

$$\Delta^2 x_t = \beta' \Delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{n'} \gamma'_j \Delta^2 x_{t-j}$$

Si $\beta' \neq 0$, se dice que x_t es una serie integrada de orden 1. Si no puede rechazarse la nula de que la serie es $I(2)$ (no puede rechazarse $\beta'=0$), deberá contrastarse si x_t es integrada de orden tres frente a orden dos, de manera similar.

En McKinnon (1990), se encuentran los valores críticos de los estadísticos t que se necesitan para nuestros contrastes sobre β , ya que, en la hipótesis nula, los estadísticos t no tienen la distribución estándar. Esos valores críticos varían con el tamaño muestral y con la presencia o ausencia de constante y tendencia. Cuando se utiliza este contraste como un contraste de cointegración, los valores críticos varían también con el número de variables incluidas en la regresión que da origen al residuo x_t , así como con la inclusión o no de una tendencia en dicha relación de cointegración.

Los valores críticos para una muestra de 26 datos (1964 a 1989) son:

	Tamaños del contraste	
	5%	10%
Una variable		
sin constante	-1,95	-1,62
constante	-2,98	-2,63
constante y tendencia	-3,59	-3,23
Tres variables de cointegración		
constante	-4,08	-3,69
constante y tendencia	-4,60	-4,19
Cuatro variables de cointegración		
constante	-4,54	-4,14
constante y tendencia	-5,02	-4,59

Fuente: McKinnon (1990).

En el cuadro A.1, puede encontrarse un resumen de los resultados del contraste ADF para las distintas series utilizadas.

- MCE

El contraste de cointegración basado en el estadístico ADF, pese a su simplicidad, presenta el problema de imponer restricciones de factor común posiblemente inválidas. Este problema puede reducir su potencia en relación con otros contrastes. Un contraste basado en el coeficiente estimado del término de corrección de error en la representación MCE del modelo tiene más potencia que el estadístico ADF.

El contraste de cointegración del MCE se basa en la significatividad estadística de β en la regresión:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^k \Delta x_{it} + \beta [y_{t-1} - c_1 \sum_{i=1}^k x_{it-1}]$$

CUADRO A.1
Contrastes de Raíces Unitarias

	I(0)	I(1)	I(2)
$(Y - k_p)_t$		X	
$(1 - k_p)_t$		X ^a	
$(k_g - k_p)_t$			
AAPP			X
Estado (CN)		X	
Estado (CP)		X	
Estado (CP, con TK)		X	
AAPP (MOISEES)		X ^a	

Todas las variables están en logaritmos.

(a) Al 10% de significación.

donde y_t es la variable que ha de explicarse, x_i son las k variables explicativas, c_i son los coeficientes de la relación de cointegración, y la constante (la media) de la relación a largo plazo se recupera como el valor medio de la expresión entre paréntesis. Un desarrollo más formal, así como los valores críticos para este test, se encuentra en Banerjee, Dolado y Mestre (1993), donde se propone estimar esta misma relación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), especificando un modelo dinámico no restringido.

Esta especificación puede interpretarse, asimismo, como un contraste sobre la relación dinámica entre las distintas variables. Dentro del paréntesis, tendríamos la relación a largo plazo, y los coeficientes α_i nos darán la relación a corto plazo.

Los resultados de la estimación de este tipo de función para las distintas definiciones de las variables y distintas especificaciones se encuentran, en parte, en los cuadros de resultados en la columna de Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL). En concreto: en esta columna se presentan los valores estimados para c_i . En todos los casos, este contraste ha requerido la inclusión del retardo de la variable que ha de explicarse. Asimismo, para los resultados de los cuadros 2, 3 y 4, en el corto plazo se ha excluido la variable de infraestructuras públicas, ya que no aparecía como estadísticamente significativa.

Para un tamaño muestral de 25, los valores críticos son:

	Tamaños del contraste	
	5%	10%
Tres variables de cointegración		
constante	-3,64	-3,24
constante y tendencia	-4,18	-3,72
Cuatro variables de cointegración		
constante	-3,91	-3,46
constante y tendencia	-4,18	-3,72

Fuente: Banerjee, Dolado y Mestre (1993).

APÉNDICE II: CAUSALIDAD

Si dos series están cointegradas, debe existir una relación de causalidad, al menos en una de las dos direcciones (Granger (1988)). Para contrastar la dirección de causalidad tal como se formula en Granger (1969), se hace necesario realizar previamente un análisis de exogenidad sobre las variables que aparecen en la especificación, cuya causalidad no se está contrastando. Este análisis se formula como un test de Hausmann, pero, al tratarse de un modelo con mecanismo de corrección del error (MCE), se hace necesario contrastar si este mecanismo contribuye a explicar la evolución de las variables (Charemza y Deadman (1992)).

El contraste, en este caso, consiste en incluir, entre los instrumentos que se utilizan para construir el VAR para cada variable, el mecanismo de corrección del error estimado previamente. Es decir, para cada variable explicativa z_p , se estima

$$\Delta z_{pt} = \sum_{i=1}^j \sum_{p=1}^q \alpha_{pi} \Delta z_{pt-1} + \sum_{i=1}^j \beta_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^j \lambda_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \gamma_i mce_{t-1} \quad (1)$$

donde x_t e y_t son las variables cuya relación de causalidad se está contrastando y mce_t es el mecanismo de corrección del error. Si la hipótesis nula para los coeficientes de mce en la ecuación de cada una de las variables explicativas no puede ser rechazada, se calculan los residuos de la ecuación para estas variables, con el MCE omitido, y se contrasta su significatividad en la ecuación de causalidad. Esta ecuación de causalidad, para el caso en que se quiera analizar si x causa a y , se especifica como:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^j a_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^j \sum_{p=1}^q b_{pi} \Delta z_{pt-1} + \sum_{i=1}^j c_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^j d_i mce_{t-1} \quad (2)$$

El contraste se formula como un test F con $k_2 - k_1$, $T - k_2$ grados de libertad, donde T es el número de observaciones y k_1 y k_2 son el número de parámetros estimados en el modelo restringido (2) y en el irrestringido (el que incluye los retardos), respectivamente. En el caso de que no pueda rechazarse la hipótesis nula de que las variables son exógenas, en el contraste de causalidad aparecerán de forma contemporánea. En concreto:

si se quiere analizar si x causa a y , se estimará la ecuación (2), donde $b_{p1} \neq 0$ si y solo si z_p es exógena, y mce es el mecanismo de corrección del error estimado previamente. Es un contraste sobre la significatividad conjunta de los coeficientes a_1 y d_1 y se formula como una F con $k_2 - k_1$, $T - k_2$ grados de libertad, donde de nuevo T es el número de observaciones, y k_1 y k_2 son el número de parámetros estimados bajo el modelo restringido y bajo el irrestringido, respectivamente. Asimismo, la t de Student puede utilizarse como criterio.

En el cuadro A.2, pueden encontrarse los resultados de los contrastes de exogenidad de $(1-k)$ efectuados para cada una de las variables de infraestructuras. Solo se ha incluido un retardo de cada una de las variables, y el mecanismo de corrección del error se obtiene de la estimación por mínimos cuadrados no lineales de la dinámica completa, tal como queda recogida en los resultados presentados en el cuadro 3. Es decir, la variable mce_t que se incluye en el contraste de causalidad se obtiene de estimar una ecuación del tipo:

$$\Delta(y - k_p)_t = a_0 + a_1 \Delta(1 - k_p)_t + a_2 \Delta(y - k_p)_{t-1} + \\ + a_3 \left[(y - k_p)_{t-1} - a_4 (1 - k_p)_{t-1} - a_5 (k_g - k_p)_{t-1} \right]$$

haciendo

$$mce_t = (y - k_p)_t - \hat{a}_4 (1 - k_p)_t - \hat{a}_5 (k_g - k_p)_t$$

Tal como se observa, parece que en ningún caso puede rechazarse la hipótesis nula. Por lo tanto, en el contraste de causalidad, la variable explicativa $1-k$ debe aparecer de forma contemporánea.

El contraste de causalidad arroja los resultados presentados en el cuadro A.3, donde se recogen los valores de los coeficientes y las respectivas t ratios relevantes para el análisis. En concreto: en las columnas (1), la dirección de causalidad va del stock de infraestructuras a la productividad, y, en las columnas (2), la dirección es de productividad a infraestructuras. De estos resultados se puede concluir que las infraestructuras son las que afectan a la productividad, mientras que no se encuentra evidencia de que las variaciones en la productividad generen cambios en las infraestructuras.

CUADRO A.2
Contrastes de exogenidad

Serie de infraestructuras	$F = \frac{S_1 - S_2/k_2 - k_1}{S_2/T - k_2}$
Administraciones Públicas	<p style="text-align: center;">0,71 (4,38)</p>
Estado (CN)	<p style="text-align: center;">2,63 (4,38)</p>
Estado (CP)	<p style="text-align: center;">4,22 (4,38)</p>
Estado (CP) + transferencias	<p style="text-align: center;">3,29 (4,38)</p>

Entre paréntesis, figura el valor de $F_{1,19}$ al 5% de significatividad.

CUADRO A.3
Contraste de dirección de causalidad

	AAPP		Estado (CN)		Estado (CP)		Estado (CN) + transferencias	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
α_3	0,23 (1,44)	-0,002 (0,01)	-0,04 (0,25)	-0,31 (1,30)	0,12 (0,83)	-0,40 (1,44)	-0,06 (0,32)	-0,26 (1,17)
α_5	-0,36 (2,29)	-0,22 (0,83)	-0,81 (4,13)	0,79 (2,04)	-0,68 (3,65)	0,83 (2,10)	-0,74 (3,87)	0,46 (1,29)
F	8,26**	1,63	25,62**	2,49	25,88**	2,40	24,45**	1,73

Resultados de la estimación de la ecuación

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(1-k)_t + \alpha_2 \Delta(1-k)_{t-1} + \alpha_3 x_{t-1} + \alpha_4 \Delta y_{t-1} + \alpha_5 mce_{t-1}$$

donde $y_t = (y - k_p)_t$ y $x_t = (k_g - k_p)_t$ en la columna (1), y al contrario en la columna (2).

Se presentan los valores de los coeficientes α_3 y α_5 , y sus respectivas t ratios y el test F de significatividad conjunta de α_3 y α_5 . El valor de este test al 5% de significatividad es de 3,55.

BIBLIOGRAFÍA

ARGIMÓN, I. y MARTÍN, M.J. (1993). "Series de stock de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España". Documento EC/1993/7. Banco de España.

ARGIMÓN, I. y ROLDÁN, J.M. (1991). "Ahorro, Inversión y Movilidad internacional del capital en los países de la CE". Documento de trabajo nº 9110. Servicio de Estudios. Banco de España.

ASCHAUER, D.A. (1989). "Is public expenditure productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 177-200.

BAIGES, J., MOLINAS, C y SEBASTIÁN, M. (1987). "La economía española 1964-1985. Datos, fuentes y análisis". Instituto de Estudios Fiscales.

BAJO, O. y SOSVILLA, S. (1992). "Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988". Documento de Trabajo UNED 9208. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. UNED. (De próxima aparición en *Economic Modelling*).

BANERJEE, A., DOLADO, J.J. y MESTRE, R. (1993). "On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity". Documento de Trabajo 9302. Banco de España.

BERNDT, E.R. y HANSSON, B. (1992). "Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden". *Scandinavian Journal of Economics* 94, supplement, pp. 151-168.

COSTA, J.S., R.W. ELLSON y R.C. MARTIN (1992). "Public Capital, Regional Output and Development: Some Empirical Evidence". *Journal of Regional Science*. Agosto 1987. pp. 419-437.

CORRALES, A. y TAGUAS, D. (1989). "Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización". Monografía nº 75. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid.

CHAREMZA, W.W. y DEADMAN, D.F. (1992). "New directions in econometric practice". Edward Elgar, England.

EASTERLY, W. y REBELO, S. (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth: an empirical investigation". Ponencia presentada y recogida en las sesiones de la conferencia "How do National Policies Affect Long run Growth?", celebrada en Estoril en enero de 1993 y patrocinada por el Banco de Portugal y el Banco Mundial.

EBERTS, R.W. (1986). "Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Economic Growth". Working Paper 8610. Federal Reserve Bank of Cleveland.

EBERTS, R.W. (1990). "Public Infrastructure and Regional Economic Development". Economic Review 1, 1990. Federal Reserve Bank of Cleveland.

EISNER, R. (1991). "Infrastructure and Regional Economic Performance". New England Economic Review. Federal Reserve Bank of Boston. Septiembre-Octubre 1991. pp. 47-58.

ENGLANDER, A.S. y MITTELSTÄDT, A. (1988). "Total factor productivity: macroeconomic and structural aspects of the slowdown" OCDE Economic Studies nº 10.

FORD, R. y PORET, P. (1991). "Infrastructure and private-sector productivity". OECD Economic Studies nº 17.

GÓMEZ, R. y GARCÍA PEREA, P. (1993). "Elaboración de series históricas de empleo". Mimeo, Banco de España.

GRANGER, C.W.J. (1969). "Investigating causal relation by econometric models and cross-spectral methods". Econometría. Vol 37, nº 3, pp. 424-438.

GRANGER, C.W.J. (1988). "Some recent developments in a concept of causality". Journal of Econometrics. 39 nº 1/2, pp. 199-211.

GRIER, K.G. y TULLOCK, G. (1989), "An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980", *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 259-279.

GROSSMAN, P.J. (1988), "Government and economic growth: A non-linear relationship", *Public Choice*, 193-200.

HERNANDO, I. y VALLÉS, J. (1992). "La Productividad Sectorial en España en los ochenta". Mimeo, Banco de España.

HOLTZ-EAKIN, D. (1988). "Private Output, Government Capital, and the Infrastructure Crisis". Discussion Paper Series nº 394. New York, Columbia University. Mayo 1988.

HOLTZ-EAKIN, D. (1992). "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle". NBER nº 4122.

MCKINNON, J. (1990). "Critical values for cointegration tests". University of California. San Diego. Discussion Paper 90.4.

MERA, K. (1973). "Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case". *Regional and Urban Economics*. Mayo 1973. pp. 157-185.

MUNNELL, A.H. (1990a). "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment", *New England Economic Review*, January/February.

MUNNELL, A.H. (1990b). "How does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?" *New England Economic Review*, September/October.

MUNNELL, A.H. (1992). "Infrastructure Investment and Economic Growth". *Journal of Economic Perspectives* Vol. 6, nº 4. Otoño 1992. pp. 189-198.

ORTEGA, E. (1992). "La inversión extranjera directa en España. 1986-1990". Estudios Económicos nº 51. Banco de España.

RAYMOND, J.L. (1992). "Gasto público y crecimiento económico. Un análisis de los efectos del tamaño del sector público en España y en la Europa comunitaria". Papeles de Economía Española nº 52/53. pp. 180-198.

WOLFF, E.N. (1991). "Capital formation and productivity convergence over the long run". American Economic Review. June. pp. 565-579.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinámico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.

- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME.
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Goria and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1992 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
