

## INFRAESTRUCTURAS, PRODUCTIVIDAD Y BIENESTAR

José Manuel GONZALEZ-PARAMO\*

*Universidad Complutense de Madrid*

*La presente nota explora algunas de las implicaciones normativas que se desprenden de una asociación empírica positiva entre capital público y productividad privada. El análisis utiliza un modelo simple convencional de crecimiento exógeno. A la luz de los resultados, se ofrece una valoración de la evidencia empírica disponible para el caso de España.*

### 1. ¿Es productivo el capital público?

En la década de los años 60, la tasa media de crecimiento de la productividad en los países desarrollados fue del 3,5 por 100, cifra que descendería hasta el 1,6 por 100 en los años 80 (De Long y Summers, 1992). Esta preocupante tendencia ha suscitado entre los economistas el interés por analizar los determinantes del crecimiento, a fin de encontrar explicaciones y ofrecer una base para el diseño de la política pública. Entre las variables que han concentrado la atención de los estudiosos se cuenta el capital público. Al revisar la evidencia disponible para los EE.UU. acerca del impacto del capital público agregado sobre la productividad, Aschauer (1990) concluía: «(...) se estima que los aumentos en el PNB resultantes de la inversión en infraestructuras superan a los asociados a la inversión privada entre dos y cinco veces». Este provocativo aserto ha estado en el centro de un intenso debate de contenido empírico, espoleado por las aparentes implicaciones de política pública que sugiere esta asociación entre capital público y productividad. Las notas que siguen tratan de poner alguna precisión a estas implicaciones normativas, con especial referencia al trabajo empírico realizado en España en este terreno con series agregadas. Como marco de análisis, utilizaremos un modelo convencional simple de crecimiento económico con rendimientos constantes en todos los factores. En lo que resta de la Sección 1 se revisan sucintamente los argumentos del debate. La Sección 2 desarrolla el modelo de crecimiento con capital público, caracteriza el óptimo estacionario y discute la posibilidad de que el capital público expulse al

\* Agradezco los comentarios de I. Argimón, J. M. Roldán y M. Sebastián, así como los de los participantes en el Seminario de Doctorado del Departamento de Hacienda Pública de la Universidad Complutense y los recibidos de un evaluador anónimo. Los errores sólo son imputables al autor.

capital privado. La Sección 3 presenta y revisa la evidencia empírica disponible para España con datos agregados de capital público. La nota concluye con una Sección 4 en la que se ofrecen unos breves comentarios finales.

En su trabajo seminal, Aschauer (1989) estimaba económicamente, con series temporales agregadas, una función de producción de la forma general:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha G_t^\beta L_t^\gamma \quad [1]$$

donde  $Y$  es la producción privada,  $A$  es un parámetro de eficiencia tecnológica,  $K$  es el stock de capital privado,  $G$  es el stock de capital público,  $L$  es el empleo privado y el subíndice  $t$  indica tiempo. Las estimaciones agregadas de  $\beta$  para EE.UU. se han situado entre 0,3 (Munnell, 1990) y 0,5 (Aschauer, 1989), valores que se reducen considerablemente con la estimación desagregada por estados o regiones<sup>1</sup>. El trabajo empírico referido al caso de España (Bajo y Sosvilla, 1993; Argimón y otros, 1993; Flores, Gracia y Pérez, 1994; Mas y otros, 1993a y 1993b; Dolado, González-Páramo y Roldán, 1994; De la Fuente, 1994; García-Fontes y Serra, 1994) reproduce este patrón de estimaciones<sup>2</sup>.

Los críticos de este cuerpo de evidencia han llamado la atención sobre los aspectos metodológicos y las implicaciones normativas de los resultados (para una revisión, véase Draper y Herce, 1993). Sin embargo, las objeciones metodológicas —posible existencia de cointegración entre variables, necesidad de analizar desagregadamente los datos y dirección de la causalidad—, que han ido estudiándose en análisis posteriores (Gramlich, 1994), apenas han logrado poner en cuestión la principal conclusión que se desprende del trabajo empírico disponible. En palabras de Munnell (1992), aunque no pueda afirmarse que exista un consenso sobre el valor de  $\beta$ , «(...) una lectura ecuánime de la evidencia —incluyendo el conjunto creciente de resultados de corte transversal— sugiere que las infraestructuras públicas son un input productivo que puede generar grandes beneficios».

Aun si se acepta con escasas reservas este resultado, sus implicaciones normativas no son obvias. Es evidente que un coeficiente  $\beta$  significativo y elevado no puede justificar una política de expansión indiscriminada de la inversión en infraestructuras. Por lo pronto, el pasado no prefigura la relación futura entre

<sup>1</sup> Por ejemplo, Eisner (1991) sitúa  $\beta$  en 0,2 en una estimación desagregada por estados en EE.UU. Esta reducción podría explicarse por los llamados «efectos desbordamiento»: las infraestructuras de una región pueden beneficiar a otra, sin que esta externalidad favorable quede reflejada al estimar una función de producción regional.

<sup>2</sup> Las estimaciones de  $\beta$  con datos agregados se sitúan entre 0,2 y 0,6. Al utilizarse datos regionales, los coeficientes se reducen hasta 0-0,3 (García-Fontes y Serra, 1994; De la Fuente, 1994; Mas y otros, 1993b). Por último, con datos provinciales (Dolado, González-Páramo y Roldán, 1994) no detectan efectos significativos de las infraestructuras de carreteras en una ecuación de convergencia de la renta per cápita provincial. Este resultado puede deberse tanto a una distribución errática de la inversión pública como a la importancia del «efecto desbordamiento», hipótesis que Mas y otros (1994) han contrastado favorablemente a nivel regional.

capital público y nivel de producción. Es evidente, asimismo, que sólo las técnicas de evaluación de proyectos pueden ofrecer una guía adecuada a este respecto. Sin embargo, los coeficientes de la función de producción contienen información acerca de la optimalidad de la asignación de capital público y capital privado desde un punto de vista agregado. Esta información es sin duda más coherente que la que puede deducirse de la simple comparación internacional de ratios de capital público/capital privado o capital público/output (por ejemplo, Mas y otros, 1994).

En las conclusiones «a la Aschauer» como la arriba citada subyace, no obstante, una concepción estática e incompleta de optimalidad. Supóngase que  $\alpha + \beta + \gamma = 1^3$ . En este caso, la función de producción puede escribirse en términos per capita como:

$$y = Ak^\alpha g^\beta \tag{2}$$

donde las minúsculas designan variables por trabajador. Maximizando [2] con respecto a  $k$  y  $g$ , sujeto a la restricción  $k + g = \text{constante}$ , se tiene la regla estática:

$$\left( \frac{g}{k} \right)_e = \frac{\beta}{\alpha} \tag{3}$$

Un planificador que tuviese control directo sobre ambos tipos de capital y persiguiese hacer máxima la producción en un momento determinado del tiempo distribuirá  $g$  y  $k$  siguiendo la regla [3]. Sin embargo, no puede afirmarse que esta regla sea un criterio apropiado de optimalidad en economías descentralizadas, por varias razones: 1) El capital público se financia mediante impuestos; 2) El capital privado está determinado por decisiones privadas de inversión, sobre las que el gobierno sólo influye indirectamente mediante los impuestos y el capital público; y 3) El objetivo de maximizar la producción carece de base normativa. En un contexto intertemporal la utilidad depende de los niveles de consumo actual y futuro. Maximizar la producción en cada instante del tiempo no asegura que el bienestar a largo plazo sea máximo. En otras palabras, la regla [3] no conducirá a un óptimo estacionario. De hecho, ni siquiera asegura que la producción a largo plazo sea máxima. La siguiente sección discute brevemente estas cuestiones.

## 2. Capital público, crecimiento, bienestar y efecto expulsión

Sea una economía formada por  $L$  hogares idénticos con horizonte infinito. La función de utilidad del hogar representativo es:

$$U = \int_0^\infty e^{-(\rho-n)t} \left( \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) dt \tag{4}$$

<sup>3</sup> Las conclusiones no se modifican si existen rendimientos crecientes en todos los factores, aunque el grueso de la evidencia empírica no permite rechazar la homogeneidad de grado uno de la función de producción. Si el gobierno tiene control sobre el stock de capital público, existirá un equilibrio competitivo siempre que los rendimientos de los factores privados sean constantes o decrecientes.

donde  $\rho$  es la tasa de preferencia temporal (constante),  $n$  es la tasa (exógena) de crecimiento de la población,  $c_t$  es el consumo per capita en el instante  $t$  y  $\sigma$  es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal<sup>4</sup>. Para garantizar que la utilidad máxima alcanzable es finita suponemos que se cumple la condición  $\rho > n$  (condición de utilidad acotada).

La producción puede destinarse a consumo,  $c_t$ , a inversión privada,  $dK_t/dt$ , y a pagar impuestos para financiar la inversión pública,  $dG_t/dt$ . Supondremos que los impuestos gravan la renta a un tipo constante  $\tau$ . Denotando con un punto sobre una variable su correspondiente derivada con respecto al tiempo, y suprimiendo los subíndices de tiempo, la dinámica del capital privado per capita viene dada por la ecuación:

$$\dot{k} = (1 - \tau)Ak^\alpha g^\beta - c - (n + \delta_k)k \quad [5]$$

donde  $\delta_k$  es la tasa de depreciación del capital privado.

El hogar representativo elige  $c$  y  $k$  en cada instante del tiempo para maximizar [4] con la restricción [5], dados unos niveles iniciales de capital,  $k_0$  y  $g_0$ , y la condición de utilidad acotada. Como es bien conocido (por ejemplo, Sala-i-Martin, 1990), las condiciones de primer orden de este problema implican:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha(1 - \tau)Ak^{\alpha-1}g^\beta - \rho - \delta_k}{\sigma} \quad [6]$$

y la condición de transversalidad:

$$\alpha(1 - \tau)Ak^{\alpha-1}g^\beta > n + \delta_k \quad [7]$$

que asegura que el stock de capital privado crece asintóticamente a una tasa inferior a su rendimiento, la productividad marginal neta de impuestos. Este equilibrio descentralizado es idéntico al que resultaría en una economía perfectamente competitiva en la que las empresas maximizan beneficios.

La dinámica del sistema viene dada por las ecuaciones [6] y [5] más la restricción presupuestaria del gobierno. Dados  $\tau$  y un nivel inicial de capital público per capita, esta restricción puede escribirse como:

$$\dot{g} = \tau Ak^\alpha g^\beta - (n + \delta_g)g \quad [8]$$

donde  $\delta_g$  es la tasa de depreciación del capital público. En el estado estacionario,  $c$ ,  $k$  y  $g$  crecen a una tasa constante. Utilizando [5], [6] y [8], se comprueba fácilmente que esa tasa es:

<sup>4</sup> Esta función de utilidad supone que el hogar representativo valora la utilidad per capita en cada instante (término entre paréntesis), multiplicada por el número de miembros del hogar en cada instante,  $e^{nt}$ , y descontada a la tasa de preferencia temporal, que mide la impaciencia respecto del consumo.

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{g}}{g} = 0 \tag{9}$$

En esta economía, la solución descentralizada es ineficiente (Barro, 1990). Al tomar  $g$  como dado, cada productor individual invierte ignorando el efecto de las externalidades positivas que genera su decisión sobre los restantes agentes. Cuando el capital privado y la producción de cada empresa aumentan, también lo hace la recaudación impositiva y el stock de capital público per capita, elevándose la productividad de todos los agentes. En un contexto algo irreal, si un planificador decidiese los niveles de  $c$  y de  $k$  teniendo en cuenta esta externalidad, el primer término del numerador de la [6] aparecería dividido por el factor  $1-\beta$ : la productividad social neta del capital privado es mayor que su productividad privada neta. Esto implica que una economía descentralizada acumulará demasiado poco capital y alcanzará unos niveles estacionarios de renta y consumo excesivamente bajos. Si la actuación del gobierno está restringida a financiar  $g$  con un impuesto sobre la renta a tipo constante, una economía descentralizada sólo podrá alcanzar un óptimo restringido. Es sencillo probar, no obstante, que las reglas de decisión del gobierno respecto de  $\tau$  y, por tanto, respecto de  $g$  son idénticas.

En lo que resta, nos ocuparemos exclusivamente del caso de una economía descentralizada. Las comparaciones se referirán al estado estacionario, bajo el supuesto de que el gobierno trata de maximizar el bienestar a largo plazo. Cuando se trata de determinar si un determinado ratio (constante) capital público/capital privado es óptima o subóptima, la referencia al óptimo estacionario puede resultar suficiente. Esto no es así cuando, partiendo de una situación alejada del óptimo, se desea analizar la conveniencia de una política que aumente permanentemente  $\tau$ . En este caso, sería muy interesante caracterizar completamente la política óptima y la trayectoria de ajuste de ambos capitales al estado estacionario, tarea que desborda el objetivo de la presente nota<sup>5</sup>.

Partiendo de las condiciones [6] y [8], igualando a cero y sustituyendo  $k$  mediante [2], la renta o la producción per capita a largo plazo puede escribirse como:

$$y^* = \left[ \frac{\alpha (1-\tau)}{\rho + \delta_k} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} (n + \delta_g)^{-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} \tau^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} \tag{10}$$

Esta expresión pone de manifiesto que si el capital público es productivo, su provisión aumentará la renta a largo plazo mientras este efecto no sea con-

<sup>5</sup> El análisis de la dinámica comparativa del sistema es complejo aún en el caso de dos variables. Fugatami, Morita y Shibata (1993), por ejemplo, estudian la dinámica de transición en un modelo similar al aquí analizado con  $\gamma = 0$ , lo que les permite reducir a dos el número de variables del sistema:  $c/k$  y  $g/k$ .

trarrestado plenamente por el de los impuestos necesarios para su financiación. Es fácil comprobar que el tipo impositivo que hace máxima la producción a largo plazo es  $\tau_y = \beta/(\alpha + \beta)$ , y el ratio de capitales que hace máximo el output a largo plazo resulta ser<sup>6</sup>.

$$\left(\frac{g}{k}\right)_y^* = \frac{\beta \rho + \delta_k}{\alpha^2 n + \delta_g} > \frac{\beta}{\alpha} \quad [11]$$

donde la desigualdad se cumple bajo el plausible supuesto de que el capital público tiende a depreciarse menos que el capital privado (véase Mas, Pérez y Uriel, 1993), ya que  $\alpha < 1$  y  $\rho > n$  (condición de utilidad acotada).

Sin embargo, no existe ninguna razón para que el gobierno trate de maximizar  $y^*$ . El óptimo estacionario (restringido) requiere fijar el tipo impositivo que haga máxima la utilidad del hogar representativo en el largo plazo. Al ser constante el consumo per capita a largo plazo, la utilidad de un hogar representativo en el estado estacionario es:

$$U^* = \frac{(c^*)^{1-\sigma} - 1}{(\rho - n)(1 - \sigma)} \quad [12]$$

función que depende tan sólo del consumo estacionario. Teniendo en cuenta las ecuaciones [5] y

$$\left(\frac{k}{y}\right)^* = \frac{\alpha(1-\tau)}{\rho + \delta_k} \quad [13]$$

expresión que se obtiene resolviendo para el estado estacionario, el consumo estacionario como función del tipo impositivo y los restantes parámetros es:

$$c^* = (1-\tau) \left[ 1 - \frac{\alpha(n + \delta_k)}{\rho + \delta_k} \right] y^* \quad [14]$$

Un gobierno benevolente fijará  $\tau$  en orden a maximizar  $c^*$ , esto es<sup>7</sup>.

$$\tau_c^* = \beta \quad [15]$$

<sup>6</sup> La expresión [11] se obtiene combinando [2], [8] y [10], para un tipo impositivo  $\tau = \beta/(\alpha + \beta)$ .

<sup>7</sup> Es interesante notar que el tipo impositivo que hace máximo el bienestar es inferior a los que maximizan la producción,  $\tau_y$ , y la recaudación,  $\tau_r$ . La «curva de Laffer» estacionaria viene representada por la ecuación  $r^* = \tau y^*$ , cuyo máximo se alcanza para un tipo impositivo  $\tau_r = 1 - \alpha$ .

¿Puede expulsar el capital público al capital privado? Sin necesidad de analizar en detalle la dinámica del sistema, es posible responder a esta cuestión intuitivamente como sigue. Supongamos inicialmente que el gobierno mantiene constantes la inversión pública y el ratio capital público/renta. En este caso, nuestro sistema dinámico quedaría reducido a las ecuaciones [5] y [6]. El determinante de la aproximación de este sistema en un entorno de  $(c^*, k^*)$  es negativo: el estado estacionario es un punto de silla. Sea una perturbación del sistema que aumenta el nivel de capital privado per capita a largo plazo. Como resultado de la perturbación, el consumo per capita (variable de control) se ajustará instantáneamente a la trayectoria de ensilladura asociada al nuevo estado estacionario. A diferencia, la perturbación no afecta inicialmente al capital privado per capita (variable de estado), que aumentará monótonamente en el tiempo hasta alcanzar el nuevo estado estacionario.

Este argumento implica que si un aumento del capital público hoy consigue elevar el nivel estacionario de capital privado,  $k^*$ , el capital público nunca expulsará al capital privado sino al contrario, pese a los mayores impuestos necesarios. Para determinar cuándo es este el caso, podemos tomar logaritmos en [13] y diferenciar con respecto a  $\tau$ :

$$\frac{\partial \text{Log}k^*}{\partial \tau} = \frac{\beta - \tau}{\tau(1-\tau)(1-\alpha-\beta)} > (\leq) 0 \text{ con } \tau < (\geq) \beta \quad [16]$$

Así pues, si el nivel de capital público inicial es inferior al óptimo, un aumento en la inversión pública financiado con impuestos sólo puede tener un efecto «crowding-in» a largo plazo sobre el capital privado. Nótese que los aumentos de  $\tau$  vienen siempre acompañados de una elevación del ratio  $g/k$  en el estado estacionario:

$$\left(\frac{g}{k}\right)^* = \frac{\beta(\rho + \delta_k)}{\alpha(1-\tau)(n + \delta_k)} \cdot \quad [17]$$

Obviamente, en el corto plazo siempre habrá un efecto expulsión, ya que un aumento impositivo disminuye la renta disponible en el instante inicial. Recuperando el sistema [5]-[6] y [8] y teniendo en cuenta que  $k$  y  $g$  son variables de estado, la respuesta inicial ante el cambio impositivo es:

$$\left(\frac{\partial \dot{c}}{\partial \tau}\right)_{t=0} = -\frac{\alpha y c}{\sigma k} < 0 \quad [18]$$

$$\left(\frac{\partial \dot{g}}{\partial \tau}\right)_{t=0} = y > 0 \quad [19]$$

$$\left( \frac{\partial \dot{k}}{\partial \tau} \right)_{t=0} = -\gamma - \left( \frac{\partial c}{\partial \tau} \right)_{t=0} < 0 \quad [20]$$

A corto plazo la inversión pública aumenta y la inversión privada disminuye en una cuantía que podría ser superior. Intuitivamente, el consumo inicial tenderá a «saltar» a un nivel más alto, al aumentar la renta a largo plazo y la riqueza vital neta de impuestos (efecto renta) y disminuir el tipo de interés neto inicial (efecto sustitución) intertemporal<sup>8</sup>. La expulsión inicial de capital privado se irá compensando a lo largo de la transición, al reducirse el consumo —a medida que crece gradualmente el tipo de interés neto de impuestos— y aumentar el capital público y el output. Una mayor formalización de estos argumentos requeriría el conocimiento de las trayectorias de ajuste dinámico, que aquí no desarrollamos, aunque sus predicciones son esencialmente las del modelo neoclásico de política fiscal con expectativas racionales (véase Aschauer y Greenwood, 1985)<sup>9</sup>.

### 3. La evidencia empírica

Las estimaciones de  $\beta$  con series agregadas en el caso de España oscilan entre 0,19 (Bajo y Sosvilla, 1993) y 0,59 (Argimón y otros, 1993), ocupando las de Flores, Gracia y Pérez (1994)<sup>10</sup> -0,21-, García-Fontes y Serra (1994) -0,27-, Mas y otros (1993b) -0,29 y 0,35- y Flores (1994) -0,50- una posición intermedia. El escaso consenso que las diferencias entre estos valores reflejan puede tener su origen en varias causas: definición y estimación de las series de capital público, período muestral y método de estimación econométrica, esencialmente. A fin de mejorar la comparabilidad entre los estudios de los que se ha podido obtener los datos de base, podemos eliminar una fuente de variación estimando  $\beta$  bajo la misma especificación y con el

<sup>8</sup> Debe notarse que la política óptima es, en rigor, dependiente de toda la senda de ajuste y no sólo del estado estacionario. Así, Fugatami, Morita y Shibata (1993) demuestran que  $\tau < \beta$  en un modelo análogo al de Barro (1990) con dinámica de transición introducida a través de la inversión pública.

<sup>9</sup> En un trabajo reciente, Argimón, González-Páramo y Roldán (1994) han estudiado explícitamente el efecto expulsión en España, distinguiendo entre los efectos expulsión directos asociados a la inversión y al consumo públicos, y el efecto indirecto de la inversión pública a través de la productividad marginal del capital privado. Sus resultados sugieren que el efecto expulsión directo, caso de existir, es muy débil y poco significativo. Junto a esta sorprendente conclusión, se detecta un efecto «crowding-in» indirecto de magnitud apreciable y muy significativo: el capital público tiende a favorecer la inversión privada elevando su productividad marginal.

<sup>10</sup> Empleando una metodología multiecuacional y las series de Argimón y Martín (1993) ampliadas hasta 1992, estos autores obtienen un coeficiente  $\beta$  de 0,21. Cuando esta metodología se aplica a la serie 1964-1989 que usan Argimón y otros (1993), los resultados reproducen los alcanzados por éstos (Flores, 1994).

mismo método, usando las series originales de cada estudio. Estas series son: capital público total (Molinas, Sebastián y Zabalza, 1991) en Bajo y Sosvilla (1993); capital público en infraestructuras de transportes y comunicaciones (Argimón y Martín, 1993) en Argimón y otros (1993)<sup>11</sup>; y capital público total y productivo, según las estimaciones no publicadas del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) en Mas y otros (1993b).

Un método sencillo que permite estimar los coeficientes de [1] y contrastar la existencia de cointegración parte del modelo de corrección del error (MCE):

$$\Delta(\text{Log}Y - \text{Log}K)_i = \mu_0 + \mu_1 \Delta(\text{Log}L - \text{Log}K)_i + \mu_2 \Delta(\text{Log}G - \text{Log}K)_i - \lambda [(\text{Log}Y - \text{Log}K)_{i-1} - \beta(\text{Log}G - \text{Log}K)_{i-1} - \gamma(\text{Log}L - \text{Log}K)_{i-1}] \quad [21]$$

Esta especificación<sup>12</sup> permite reflejar la dinámica a corto plazo y su dependencia de posibles relaciones de equilibrio a largo plazo (cointegración). Al ser las variables de la función de producción no estacionarias, la estimación en niveles sólo será consistente si el residuo es  $I(0)$ , es decir, si es estacionario. Sin embargo, el test ADF convencional realizado sobre la estimación en niveles es poco potente, al imponer restricciones de factor común posiblemente inválidas (Kremers, Ericsson y Dolado, 1992). En este problema, la omisión de dinámica resulta crucial. El modelo MCE –cuya propia existencia implica cointegración (Engle y Granger, 1987)– introduce dinámica. De hecho, la ecuación [21] no sólo ofrece estimaciones consistentes y eficientes de los coeficientes de largo plazo ( $\beta$  y  $\gamma$ ), sino que la significación de la ratio  $t$  del coeficiente  $\lambda$  ofrece un contraste de cointegración (Banerjee, Dolado y Mestre, 1993)<sup>13</sup>. Las estimaciones, realizadas por el método de mínimos cuadrados no lineales, se efectuaron inicialmente sin imponer restricciones sobre coeficientes, no pudiéndose rechazar la [21], que implica rendimientos constantes de escala en todos los inputs y decrecientes en los inputs privados.

Los resultados de largo plazo<sup>14</sup> aparecen en la parte superior del Cuadro 1, del que sobresalen dos aspectos. Primero, aunque la estimación con los datos de Bajo y Sosvilla es muy similar a la original, la evidencia de cointe-

<sup>11</sup> Flores, Gracia y Pérez (1994) y Flores (1994) utilizan en sus estimaciones las series elaboradas por Argimón y Martín (1993).

<sup>12</sup> Con rendimientos constantes, la elección de la variable de normalización es irrelevante en la estimación de los coeficientes de interés. Se ha optado por el capital privado siguiendo la especificación original de Aschauer (1989), que también utilizan Bajo y Sosvilla (1993) y Argimón y otros (1993).

<sup>13</sup> Cuando los regresores son débilmente exógenos y sólo existe una relación de cointegración, la estimación uniecuacional del MCE presenta propiedades estadísticas superiores al método multiecuacional por máxima verosimilitud de Johansen (Boswijk y Franses, 1992).

<sup>14</sup> Los coeficientes finalmente elegidos corresponden a la estimación de la [23] una vez eliminados los regresores de corto plazo no significativos.

CUADRO 1  
Estimaciones de los coeficientes de la función de producción  
con diferentes series de capital público

	Bajo y Sosvilla	Argimón y otros	IVIE (Total)	IVIE (Productivo)
$\text{Log}L\text{-Log}K' (\gamma)$	0,36 (10,46)	0,31 (20,26)	0,16 (2,74)	0,11 (2,23)
$\text{Log}G\text{-Log}K (\beta)$	0,21 (2,83)	0,59 (8,34)	0,51 (4,21)	0,61 (4,01)
$\lambda$	-0,50 (-2,79)	-0,79 (-5,56)*	-0,98 (-4,62)*	-0,90 (-5,12)*
SE	0,012	0,080	0,012	0,012
<i>Memorandum</i>				
Período	1964-1989	1964-1989	1966-1989	1966-1989
$\beta$ original	0,19	0,59	0,29	0,35
$\delta_g$	0,05	0,05	0,03	0,03
$G/K$ (1989)	0,17	0,10	0,12	0,09
$G/Y$ (1989)	0,18	0,10	0,30	0,23

Nota: \* indica significación estadística al 5 por 100, según valores tabulados por Banerjee, Dolado y Mestre (1993). SE es el error estándar de la estimación. El resto de las variables y coeficientes están descritos en el texto.

gración es débil. Segundo, cuando se estima la ecuación (21) con los datos de Mas y otros, el coeficiente  $\beta$  estimado aumenta sensiblemente, hasta alcanzar un valor de 0,61 al utilizarse la serie de capital público productivo (infraestructuras de transporte, infraestructuras hidráulicas y estructuras urbanas), que es la definición más asimilable a la empleada por Argimón y otros. Así pues, parece que una de las principales conclusiones de Mas y otros —«(...) estas elasticidades son menores y más estándar que las obtenidas en Argimón y otros (1993), que superan a las de los estudios de otros países»— es una mera consecuencia del método particular de estimación empleado por aquellos autores (MCO con corrección Cochrane-Orcutt<sup>15</sup> y no tiene su origen en las series empleadas<sup>16</sup>. En cuanto a lo apropiado de la estimación uniecuacional por métodos no lineales, interesa señalar que la estimación de la ecuación [1] por el método de Johansen (estimación multiecuacional por máxima verosimilitud) realizada por Flores (1994) con las series de Argimón y Martín (1993) indica que existe sólo un vector de cointegración cuyos coeficientes son muy similares a los estimados por Argimón y otros (1993).

<sup>15</sup> Este método es poco apropiado para contrastar la existencia de cointegración (véase Banerjee, Dolado y Mestre (1993), y no permite realizar contrastes convencionales sobre la significación de los coeficientes.

<sup>16</sup> De hecho, un coeficiente  $\beta$  de 0,61 es el límite superior de la banda de estimaciones disponibles para España.

Aceptando que estos resultados vienen a añadirse a una abundante evidencia disponible cuyo tenor no hace sencillo descartar el papel productivo del capital público (para una revisión, véase Draper y Herce, 1993), también es cierto que los coeficientes estimados para el capital público parecen demasiado elevados para ser creíbles. Para reconciliar ambos extremos, más que dedicar esfuerzo a rebajar las estimaciones de  $\beta$  por procedimientos econométricos, posiblemente una salida razonable quizás sea la mejora de los datos disponibles. Argimón y otros (1993) sugieren que una sobreestimación de la tasa de depreciación del capital privado o la omisión de factores de producción muy correlacionados en el tiempo con el capital público (por ejemplo, capital humano) podrían ser causas de sesgo al alza las estimaciones de  $\beta$ . A título ilustrativo, De la Fuente (1994) estima un modelo con capital público y educación, encontrando que ambas variables son significativas y que esta última presenta un coeficiente que cuadruplica el asociado al capital público.

Sin embargo, quizás la mejor forma de abordar la cuestión normativa sea explicando el interrogante que subyace en toda esta literatura: ¿Es adecuado el stock de infraestructuras existente en un país en un cierto momento del tiempo? Si nos referimos al criterio de optimalidad restringida derivado en la Sección 2, podemos reformular la pregunta de forma más concreta. Supongamos que el gobierno decide mantener constantes los ratios  $g/y$  o  $g/k$  observadas al final de los años 80, dedicando a la inversión de reposición una cantidad ligeramente inferior al 1 por 100 del PIB. ¿Qué valores de  $\beta$  permiten caracterizar a esta política como un óptimo estacionario? De acuerdo con las expresiones [8], [15] y [17],  $\beta$  debería estar comprendido entre 0,01 y 0,05<sup>17</sup>. Las estimaciones anteriores, pese a su posible sesgo al alza, superan ampliamente estos valores.

#### 4. Comentarios finales

En esta nota se han explorado algunas de las implicaciones normativas de la literatura empírica sobre el papel productivo de las infraestructuras. La conclusión principal del análisis es que difícilmente puede considerarse óptimo el stock de infraestructuras existente en España a finales de los años 80. En otras palabras, a un mayor ratio infraestructuras/renta tenderían a asociarse permanentemente unos mayores niveles de la productividad del trabajo, el consumo per capita y el bienestar.

Las posibles extensiones del análisis son muchas, dada la simplicidad del modelo considerado. En particular, sería interesante introducir una oferta de trabajo elástica ante cambios en el salario neto, lo cual recogería los efectos desincentivadores de los impuestos sobre la oferta de trabajo. Asimismo, la

<sup>17</sup> Estas ecuaciones definen el ratio  $g/k$  en el óptimo estacionario como  $(g/k)^* = \beta(\rho + \delta_k) / [\alpha(1 - \beta)(n + \delta_g)]$ , de donde puede obtenerse el valor de  $\beta$  que garantizaría que el ratio inicial  $g/k$  es óptimo. Los valores de los parámetros empleados para estos cálculos son:  $\rho = 0,02$ ,  $n = 0,01$ ,  $\delta_k$  entre 0,07 y 0,10,  $\delta_g$  entre 0,03 y 0,05, y  $\alpha$  entre 0,10 y 0,43, conforme a las estimaciones del Cuadro 1.

incorporación de otros tipos de gasto público (consumo público y transferencias) e ingresos públicos diferentes del impuesto sobre la renta alterarían los resultados<sup>18</sup>. Por otra parte, ya se ha indicado que el análisis de la dinámica de transición al largo plazo podría enriquecer los resultados, que en esta nota se limitan a la simple comparación de estados estacionarios<sup>19</sup>. La consideración explícita de estos aspectos podría quizás cualificar la valoración del stock de capital a finales de los 80 como ineficientemente reducido.

Como es obvio, esta implicación del análisis no puede ofrecer justificación a una política de expansión indiscriminada de la inversión en infraestructuras —como la que haya podido asociarse al objetivo gubernamental de fijar la inversión pública en un 5 por 100 del PIB a medio plazo—, de igual forma que la insuficiencia de la inversión privada no haría deseable per se cualquier iniciativa inversora al margen de su rentabilidad. La selección específica de proyectos —públicos o privados— debe siempre buscar respaldo en las técnicas de evaluación apropiadas (coste-beneficio, etcétera). Con esta cautela, los resultados de esta nota sugieren que una política de inversión pública que aumente el stock de capital público a partir de la realización de los mejores proyectos de infraestructuras, además de no expulsar a la inversión privada, puede tener efectos muy favorables sobre la renta y el bienestar a largo plazo.

## Referencias

- Alesina, A., y Rodrik, D. (1991): «Distributive politics and economic growth», CEPR Discussion Paper 565.
- Alesina, A., y Rodrik, D. (1994): «Distributive politics and economic growth», *Quarterly Journal of Economics* 109, pp. 465-490.
- Argimón, I., y Martín, M. J. (1993): «Series de stock de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9315.

<sup>18</sup> Barro (1990) y Japelli y Ripa di Meana (1994) demuestran que el stock de capital público óptimo tiende a reducirse cuando el gobierno dedica parte de este gasto a servicios públicos de consumo si los agentes privados valoran estos servicios en su función de utilidad. Respecto de los gastos de transferencias, Alesina y Rodrik (1991 y 1994) y Bertola (1993), utilizando argumentos de funcionamiento del mercado político en presencia de una distribución desigual de la propiedad de capital reproducible (físico y humano), justifican que cierta redistribución puede ser necesaria para alcanzar tasas de crecimiento eficientes. Siguiendo una línea argumental diferente, Sala-i-Martin (1992a y b) sostiene que las transferencias a jubilados y parados, así como los programas de renta mínima dirigidos a la reducción de la pobreza pueden aumentar el crecimiento, por motivos relacionados con la protección de los derechos de propiedad y con la corrección de externalidades.

<sup>19</sup> La velocidad de convergencia puede ser un factor importante desde el punto de vista de política económica. Las estimaciones realizadas con las series del IVIE implican un ajuste al largo plazo muy rápido ( $\lambda$  cercano a la unidad). En el extremo opuesto, Flores, Gracia y Pérez (1994) identifican un patrón de convergencia sustancialmente más lento.

- Argimón, I.; González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): «Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: Evidencia para el caso español», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9424.
- Argimón, I.; González-Páramo, J. M.; Martín, M. J. y Roldán, J. M. (1993): «Productividad e infraestructuras en la economía española», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9313. Una versión de este trabajo fue publicada con igual título en *Moneda y Crédito* 198, pp. 207-241.
- Aschauer, D. A. (1989): «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics* 23, pp. 177-200.
- Aschauer, D. A. (1990): *Public investment and private sector growth*, Economic Policy Institute, Washington DC.
- Aschauer, D. A. y Greenwood, J. (1985): «Macroeconomic effects of fiscal policy», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 23, pp. 91-138.
- Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): «Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988», Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo 1/93.
- Banerjee, A.; Dolado, J. J. y Mestre, R. (1993): «On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity», Servicio de Estudios, Banco de España, Documento de trabajo 9302.
- Barro, R. J. (1990): «Government spending in a simple model of endogenous growth», *Journal of Political Economy* 98, pp. S103-S125.
- Bertola, G. (1993): «Factor shares and savings in endogenous growth», *American Economic Review* 85, pp. 1184-1198.
- Boswijk, H. y Franses, P. (1992): «Dynamic specification and cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 369-381.
- De la Fuente, A. (1994): «Capital público y productividad», en Esteban, J. M.<sup>2</sup> y Vives, X. (dirs.): *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, vol. II, Instituto de Análisis Económico-CSIC, Barcelona, pp. 479-505.
- De Long, J. B. y Summers, L. H. (1992): «Macroeconomic policy and long-run growth», Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review* 77.
- Dolado, J. J.; González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): «Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9406. Una versión de este trabajo fue publicada con igual título en *Moneda y Crédito* 198, pp. 81-119.
- Draper, M. y Herce, J. A. (1993): «Infraestructuras», FEDEA, Documento de Trabajo 93-07.
- Eisner, R. (1991), «Infrastructure and regional economic performance», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Septiembre/Octubre, pp. 47-58.
- Engle, R. y Granger, C. (1987): «Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Flores, R. (1994): «Comentario» a Argimón y otros (1993): *Moneda y Crédito* 198, pp. 246-251.
- Flores, R.; Gracia, M. y Pérez, T. (1994): «Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la economía española», Universidad Complutense, mimeo.
- Fugatami, K.; Morita, Y. y Shibata, A. (1993): «Dynamic analysis of an endogenous growth model with public capital», *Scandinavian Journal of Economics* 93, pp. 607-625.
- Gramlich, E. (1994): «Infrastructure investment: A review essay», *Journal of Economic Literature* 32. pp. 1176-1196.
- Japelli, T. y Ripa di Meana, A. (1994): «Public investment and welfare: Theory and empirical applications», CEPR Discussion Paper 887.
- Kremers, J. J.; Ericsson, N. y Dolado, J. J. (1992): «The power of cointegration tests», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 325-348.

- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993a): «Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público», *Papeles de Economía Española* 56.
- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993b): «Capital público y productividad en las regiones españolas», VI Simposio de *Moneda y Crédito*, Madrid, 17 y 18 de noviembre.
- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994): «Capital público y productividad en las regiones españolas», *Moneda y Crédito* 198, pp. 163-192.
- Mas, M.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993): «Estimación de las dotaciones de capital público en España», IVIE, mimeo.
- Molinas, C.; Sebastián, M. y Zabalza, A. (1991): *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Instituto de Estudios Fiscales-Antoni Bosch, Madrid.
- Munnell, A. H. (1990): «Why has productivity growth declined? Productivity and public investment», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Enero/Febrero, pp. 3-22.
- Sala-i-Martin, X. (1992a): «Public welfare and growth», Economic Growth Centre, Discussion Paper 666.
- Sala-i-Martin, X. (1992b): «Transfers», NBER Working Paper 4186.

### **Abstract**

This note explores some of the normative implications of a positive empirical association between public capital and private sector productivity. The analysis is based upon a simple standard model of exogenous growth. In the light of our results, we provide an assessment of the empirical evidence available for the Spanish case.

*Recepción del original, mayo de 1994*  
*Versión final, enero de 1995*