



Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 165-(2/2003): 25-51
© 2003, Instituto de Estudios Fiscales

Capital público, actividad económica privada y efectos desbordamiento: Un análisis por Comunidades Autónomas de los sectores Industria y Construcción en España *

C. ALICIA AVILÉS ZUGASTI
ROSARIO GÓMEZ GARCÍA
JOSÉ SÁNCHEZ MALDONADO
Universidad de Málaga

Recibido: Enero, 2002

Aceptado: Enero, 2003

Resumen

En este trabajo se presenta una valoración del impacto de la infraestructura pública sobre la actividad privada española en los sectores de Industria y Construcción por CC.AA. para el período 1980-1993. El enfoque utilizado consiste en la estimación de una función de costes transcendental logarítmica, obteniendo resultados, entre otros, de la productividad del capital público y privado a corto y a largo plazo. Además, a diferencia de otros estudios, se considera la posible existencia de efectos desbordamiento del capital público entre regiones.

Palabras clave: Infraestructura pública, efectos desbordamiento, función de costes, productividad.

Clasificación JEL: D21, H54, O47

1. Introducción

En los últimos años han sido numerosos los estudios que analizan la posible relación entre la inversión pública en infraestructuras y la actividad económica. La diversidad de enfoques utilizados, métodos econométricos y datos empleados, han llevado a resultados poco concluyentes e, incluso, contradictorios. Así, mientras que algunos trabajos afirman que el efecto del capital público sobre la actividad económica es positivo y similar al del capital privado, otros estudios no encuentran ninguna evidencia en este sentido ¹. En cualquier caso,

* Los autores agradecen a los miembros de FEDEA, en especial a Javier Alonso, José A. Herce y Simón Sosvilla, a los participantes del Simposio de Análisis Económico celebrado en Salamanca en 2002, así como a dos evaluadores anónimos, los comentarios recibidos, que han contribuido a mejorar sensiblemente una versión anterior de este trabajo. Sin embargo, los errores que puedan subsistir son responsabilidad exclusiva de los autores. Agradecemos asimismo a Teresa Dabán su ayuda para conseguir toda la información necesaria de la BD.MORES. Alicia Avilés y Rosario Gómez también agradecen la financiación recibida de la DGICYT en el marco del proyecto con referencia PB98-1402.

puede observarse que los resultados más pesimistas se concentran en aquellos análisis que utilizan información desagregada por regiones, lo que hace sospechar, entre otras cosas, que no se estén midiendo adecuadamente los efectos del capital público con este tipo de muestras. Así, el escaso efecto estimado del capital público sobre la actividad económica privada, en estudios con datos regionales, se interpreta como evidencia de que una parte de los efectos de la infraestructura pública se dispersa hacia otras áreas geográficas distintas a su zona de ubicación.

En este trabajo se presenta una valoración del impacto de la variación en infraestructura pública sobre la actividad privada en los sectores de Industria y Construcción de las Comunidades Autónomas españolas, a través de la estimación de una función de costes ², considerando en todo momento los posibles efectos desbordamiento que el capital público puede generar entre las regiones. Se observa cómo, en efecto, el impacto del capital público que se captura en un análisis tradicional es muy reducido, e incluso negativo, si no se hace nada por resolver el problema generado al utilizar como unidad de referencia un área geográfica pequeña. Sin embargo, los resultados acerca de la productividad del capital público aumentan considerablemente cuando se realizan algunos ajustes, bien en la variable que recoge la dotación de capital público o bien en el propio modelo.

En este trabajo se plantean dos propuestas de medición de los efectos desbordamiento del capital público entre CC.AA.: una de ellas consiste en incluir en el modelo una única variable de capital público que recoja tanto el capital público propio de cada Comunidad como los efectos desbordamiento; en la otra propuesta se incluirían en el modelo dos variables independientes, una de ellas relativa al capital público propio de la región y la otra recogería los efectos desbordamiento del capital del resto de regiones. Aunque los resultados son muy similares, éstos no son equivalentes. Así, si a la dotación de capital público de cada Comunidad se le añade una combinación ponderada del capital tipo red del resto de regiones (primera propuesta), el beneficio marginal obtenido por las empresas de aumentos en el *stock* de capital público es positivo y similar a los alcanzados en los análisis que utilizan datos agregados. Si en la función estimada se incluye una variable independiente más, definida como la dotación de capital del resto de regiones (segunda propuesta), los efectos son también positivos pero superiores, diferencia que podría ser de crucial importancia si se utilizaran los precios sombra para analizar la oportunidad de una mayor inversión en capital público. Entonces, se podría concluir: primero, que la medición de los efectos desbordamiento es importante, y segundo, que el procedimiento para llevarlo a cabo condiciona los resultados, por lo que la interpretación de los mismos exige cierta cautela.

A continuación se expone brevemente el modelo teórico de partida, así como se describen los diversos indicadores a obtener sobre la productividad del capital público, tanto a corto como a largo plazo. Posteriormente, se discute sobre los efectos desbordamiento del capital público entre regiones, sobre cómo medirlos e incluirlos en el modelo. Finalmente, se ofrecen los resultados alcanzados y se concluye.

2. Modelo teórico

El enfoque utilizado en este trabajo se basa en la estimación de una función de costes, donde el capital público es considerado como un factor productivo exógeno, o fuera del control de las empresas privadas, y sin un coste directo atribuible a las mismas. La idea básica es que al considerar el capital público como un factor productivo más, no remunerado, éste afectará a la estructura de costes de las empresas, influyendo en la productividad de los factores privados, así como en la demanda de factores, con el efecto esperado de que una mayor dotación de infraestructura pública permita poder producir la misma cantidad de *output* a un menor coste³.

Supongamos que la tecnología de las empresas aparece recogida por la función de producción a corto plazo:

$$X = F(V, K_p, K_I, t) \quad [1]$$

donde V es el vector de *inputs* variables, K_p y K_I son los *stocks* de capital privado y público respectivamente, t representa la tecnología, y X es el *output*. Suponiendo que las empresas no deciden óptimamente el *stock* de capital privado a corto plazo y que la infraestructura pública afecta a la producción como un factor exógeno impagado, el coste total a corto plazo puede escribirse como:

$$\begin{aligned} C(P, P_{K_p}, K_p, K_I, t, X, \lambda) &= cv(P, K_p, K_I, t, X, \lambda) + P_{K_p} K_p = \\ &= \min_V \left\{ \sum_i P_i V_i \text{ s.a. } F(\lambda V, \lambda K_p, K_I, t) = X \text{ dados } K_p, K_I \right\} + P_{K_p} K_p \end{aligned} \quad [2]$$

donde P_{K_p} es el precio de mercado o coste de uso del capital privado, P es el vector de precios de los *inputs* variables, y λ es un parámetro auxiliar de escala que se utilizará para relacionar las elasticidades del coste y las elasticidades del *output*.

El Lagrangiano asociado al problema de minimización de costes a corto plazo es:

$$\Gamma = \sum_i P_i V_i + \mu [X - F(\lambda V, \lambda K_p, K_I, t)] \quad [3]$$

y las condiciones de primer orden para los factores variables:

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial V_i} = P_i - \mu \frac{\partial F}{\partial V_i} = 0 \quad P_i = \mu F_i \quad \forall i \quad [4]$$

donde el multiplicador μ es el coste marginal de las empresas a corto plazo:

$$\frac{\partial C}{\partial X} = \frac{\partial cv}{\partial X} = \frac{\partial \Gamma}{\partial X} = \mu \quad [5]$$

A corto plazo, una medida de los rendimientos a escala es la elasticidad del coste respecto al *output* de las empresas, la cual se define como el cociente entre el coste marginal y el coste medio:

$$\varepsilon_{CX} = \frac{\partial C}{\partial X} \frac{X}{C} = \frac{CMg}{CMe} = \frac{\mu}{C/X} \quad [6]$$

Esta elasticidad del coste a corto plazo está relacionada con las elasticidades del *output* respecto a los *inputs* variables. Así, para un valor unitario del parámetro λ tendríamos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial \lambda} \frac{1}{C} &= -\frac{1}{C} \left(\mu \sum_i F_i V_i + \mu F_{K_p} K_p \right) = \\ &= -\frac{1}{C} \left(\sum_i P_i V_i + \mu F_{K_p} K_p \right) = -\sum_i S_i - \frac{\mu F_{K_p} K_p}{\frac{C}{X} X} = \\ &= -\left(\sum_i S_i + \varepsilon_{CX} \varepsilon_{XK_p} \right) \end{aligned} \quad [7]$$

donde se han utilizado las condiciones de primer orden del problema de minimización de costes a corto plazo, y S_i se define como la participación en el coste total del valor del *input* variable V_i . Igualando el segundo y último término:

$$\begin{aligned} \sum_i S_i + \varepsilon_{CX} \varepsilon_{XK_p} &= \frac{\mu}{C} \left(\sum_i F_i V_i + F_{K_p} K_p \right) = \\ &= \frac{\mu}{C/X} \frac{\sum_i F_i V_i + F_{K_p} K_p}{X} = \varepsilon_{CX} \left(\sum_i \varepsilon_{XV_i} + \varepsilon_{XK_p} \right) \end{aligned} \quad [8]$$

de donde:

$$\varepsilon_{CX} = \frac{\sum_i S_i}{\sum_i \varepsilon_{XV_i}} \quad [9]$$

Los *stocks* de capital público y privado afectan a los costes variables de las empresas. Así, se definen los precios sombra como el ahorro en costes derivado de cambios en los niveles de capital:

$$Z_{K_p} = -\frac{\partial cv}{\partial K_p} = -\frac{\partial \Gamma}{\partial K_p} = \mu F_{K_p} \quad Z_{K_l} = -\frac{\partial cv}{\partial K_l} = -\frac{\partial \Gamma}{\partial K_l} = \mu F_{K_l} \quad [10]$$

Por su parte, las participaciones del capital en el coste total son:

$$S_{K_p}^* = Z_{K_p} \frac{K_p}{C} \quad S_{K_l}^* = Z_{K_l} \frac{K_l}{C} \quad [11]$$

Nótese cómo, en estas participaciones, el capital privado y público aparecen valorados por sus precios sombra y no por sus valores en el mercado.

El signo de los precios sombra depende de las relaciones de sustituibilidad o complementariedad entre el *input* fijo y los *inputs* variables. Así, expresando la función de coste variable como el valor de las demandas condicionadas de los factores variables:

$$cv(P, K_p, K_I, t, X, \lambda) = \sum_i P_i V_i(P, K_p, K_I, t, X, \lambda) \quad [12]$$

los precios sombra pueden reescribirse como:

$$Z_{K_p} = -\sum_i P_i \frac{\partial V_i}{\partial K_p} \quad Z_{K_I} = -\sum_i P_i \frac{\partial V_i}{\partial K_I} \quad [13]$$

Si todos los *inputs* variables son sustitutos del capital público (privado), entonces el precio sombra del capital público (privado) será positivo, y un aumento en la dotación de capital supondrá una disminución en los costes variables de las empresas. Lo contrario si los *inputs* variables son complementarios del capital. Si uno de los factores variables es complementario del capital, el precio sombra sólo será positivo si las relaciones de sustituibilidad del *input* fijo con el resto de factores variables superan el efecto complementario.

La elasticidad del coste respecto al *output* se relaciona asimismo con las elasticidades del *output* respecto al capital privado y capital público:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{XK_p} &= F_{K_p} \frac{K_p}{X} = \frac{\mu F_{K_p} K_p}{C} \frac{C/X}{\mu} = \frac{S_{K_p}^*}{\varepsilon_{CX}} \\ \varepsilon_{XK_I} &= F_{K_I} \frac{K_I}{X} = \frac{\mu F_{K_I} K_I}{C} \frac{C/X}{\mu} = \frac{S_{K_I}^*}{\varepsilon_{CX}} \end{aligned} \quad [14]$$

Consideremos ahora la función de coste total a largo plazo, una vez que las empresas pueden ajustar el *stock* de capital privado, dado el nivel de capital público:

$$\begin{aligned} C^L(P, P_{K_p}, K_I, t, X, \lambda) &= \min_{K_p} C(P, P_{K_p}, K_p, K_I, t, X, \lambda) = \\ &= \min_{K_p} \{cv(P, K_p, K_I, t, X, \lambda) + P_{K_p} K_p\} \end{aligned} \quad [15]$$

Las condiciones de primer orden para este problema son:

$$\frac{\partial C}{\partial K_p} = \frac{\partial \Gamma}{\partial K_p} + P_{K_p} = -\mu F_{K_p} + P_{K_p} = 0 \quad P_{K_p} = \mu F_{K_p} \quad [16]$$

donde μ sigue siendo el multiplicador asociado al Lagrangiano del problema de minimización a corto plazo. La anterior condición define implícitamente la demanda de capital privado a largo plazo:

$$K_p^L(P, P_{K_p}, K_I, t, X) \quad [17]$$

Allí donde son tangentes las curvas de costes a corto y largo plazo, las elasticidades del coste respecto al *output* serán iguales:

$$\varepsilon_{CX}^L = \frac{\partial C^L}{\partial X} \frac{X}{C^L} = \frac{\partial C}{\partial X} \frac{X}{C} = \frac{\mu}{C/X} = \varepsilon_{CX} \quad [18]$$

Sin embargo, a largo plazo, esta elasticidad refleja además el grado de rendimientos a escala en todos los factores variables bajo el control de las empresas:

$$\frac{\partial C^L}{\partial \lambda} \frac{1}{C^L} = \frac{\partial C}{\partial \lambda} \frac{1}{C} = -\frac{1}{C} \left(\mu \sum_i F_i V_i + \mu F_{K_p} K_p \right) = -\frac{1}{C} \left(\sum_i P_i V_i + P_{K_p} K_p \right) = -1 \quad [19]$$

de donde:

$$1 = \frac{\mu}{C/X} \frac{\sum_i F_i V_i + F_{K_p} K_p}{X} = \varepsilon_{CX} (\sum_i \varepsilon_{XV_i} + \varepsilon_{XK_p}) \quad [20]$$

por lo que podemos escribir:

$$\varepsilon_{CX}^L = \frac{1}{\sum_i \varepsilon_{XV_i} + \varepsilon_{XK_p}} \quad [21]$$

Con el objeto de obtener estos resultados, se necesita especificar una función de costes y proceder a su estimación, para después calcular las elasticidades del coste y precios sombra, elasticidades del *output* y productos marginales, así como los rendimientos a escala y las relaciones de complementariedad o sustituibilidad entre *inputs*.

3. Efectos desbordamiento

El espacio concebido como una red de nodos tiene la propiedad de que una inversión realizada en algún lugar afectará al *output* en otros muchos puntos de la red. Uno de los ejemplos más claros e intuitivos lo constituye la inversión pública en carreteras. Para medir los efectos de este tipo de infraestructura, la cuestión de la delimitación de la región o unidad territorial de referencia se hace determinante. De acuerdo al modelo teórico descrito en la sección anterior, el capital público es un factor productivo exógeno e impagado por parte de las empresas. Por otra parte, en nuestro trabajo las unidades muestrales son las CC.AA. espa-

ñolas. Entonces, la dotación de capital público de cada región podrá ser utilizada de forma gratuita por las empresas de la región. Pero ¿es éste el único capital público que utilizan las empresas de una región en su actividad productiva? Por ejemplo, la Comunidad Autónoma de La Rioja posee una dotación física de capital público, pero para hacer posible la producción y vender el *output* resultante, las empresas de La Rioja utilizan no sólo las carreteras de La Rioja, sino que, con mucha probabilidad, utilizarán las carreteras, los puertos y aeropuertos de Madrid, Cataluña, o Aragón. Este ejemplo lleva a cuestionarnos la forma de cuantificar adecuadamente la dotación de capital que realmente aprovechan las empresas de cada una de las regiones españolas, es decir, el *stock* de capital efectivo que es necesario imputar a cada una de ellas.

3.1. Breve repaso a la literatura

En la literatura española sobre el tema, algunos autores han intentado resolver el problema de la imputación regional del capital público. Mas *et al.* (1994), basándose en el enfoque de la función de producción y con datos de la *Contabilidad Regional* para el período 1980-89, calculan la elasticidad del *output* regional respecto al capital público, donde el *stock* de capital regional es la suma del capital físico localizado en la región más el ubicado en las regiones vecinas o adyacentes. Los resultados para el coeficiente del capital público, del orden de 0,2 y 0,3, son superiores a los que obtienen cuando no tienen en cuenta el *stock* de capital público de las regiones vecinas. En Mas *et al.* (1996), estos mismos autores, con datos del *Banco Bilbao Vizcaya* y para el período 1964-91, corroboran la existencia de efectos desbordamiento para el capital público, obteniendo una elasticidad para el capital público de 0,1411 cuando tienen en cuenta para cada región el capital público de las regiones geográficamente adyacentes, frente a la elasticidad de 0,0771 cuando no se tiene en cuenta este capital extra.

Una forma adicional de contrastar la importancia de los efectos desbordamiento es comparando las elasticidades del capital público para distintos niveles de agregación (nacional, regional y provincial). A este respecto, en el trabajo de Goerlich y Mas (2001) se obtiene una elasticidad del capital público productivo de 0,0205 con datos provinciales para el período 1965-96, elasticidad inferior a la obtenida en los trabajos comentados anteriormente cuya unidad de análisis es la Comunidad Autónoma. La reducción de la elasticidad conforme se desciende en el nivel de agregación es un resultado bien documentado en la literatura.

En esta línea, también cabe mencionar el trabajo de Chicote (1995). Este autor intenta analizar el problema del nivel de agregación, tanto a través de funciones de producción como de costes. Para ello, agrupa las CC.AA. en cinco grupos y realiza dos tipos de ejercicio. En primer lugar, introduce en la función a estimar, en lugar del capital público existente en cada Comunidad Autónoma, el correspondiente a su grupo, y posteriormente el del Estado. En un segundo ejercicio, realiza estimaciones, no para las CC.AA., sino para los grupos de Comunidades. En el primer ejercicio se intenta recoger los efectos que el capital en regiones cercanas tiene sobre una determinada región. Y con el segundo, lo que se pretende es analizar lo que se observa en otros trabajos existentes, esto es, que cuanto menor es la unidad básica de

análisis menor suele ser el efecto del capital público. Los resultados son que, por una parte, las elasticidades del *output* respecto al capital público de cada Comunidad son relativamente bajas, pero cuando se introduce el capital público del grupo, el efecto aumenta considerablemente. En cambio, una vez que se introduce el capital público de todo el Estado, el efecto resulta ser no significativo. La conclusión que obtiene el autor es que si se quiere medir el impacto de la infraestructura sobre el nivel de actividad económica de una Comunidad, la variable relevante no es su capital ni el total del Estado, sino el del conjunto de Comunidades más relacionadas con ella.

Por otra parte, Corugedo *et al.* (1994), también en una estimación de una función de producción, introducen simultáneamente como regresores en la ecuación del *output* regional, el capital propio y el capital público de las regiones vecinas, y obtienen que mientras el coeficiente del primero es prácticamente nulo, el segundo es muy elevado, en torno a 0,39.

Moreno *et al.* (1997) abordan la posibilidad de la existencia de efectos desbordamiento entre regiones partiendo de una función de producción Cobb-Douglas expandida. En este trabajo, los autores corroboran mediante instrumentos de Econometría espacial la existencia de correlación espacial en los términos de error.

Por el contrario, Martínez (2000 y 2001), asimismo haciendo uso de una función de producción, incorpora para cada región una medida de los efectos desbordamiento de las infraestructuras localizadas en otras regiones, no encontrando evidencia de la existencia de los mismos. Más aún, el autor detecta que los efectos desbordamiento pueden reducir la tasa de crecimiento de la renta *per cápita*, al provocar un efecto *crowding-out* de la inversión privada.

Los trabajos comentados se centran en el enfoque de la estimación de una función de producción. Sin embargo, en los últimos años diversos autores comienzan a utilizar una función de costes ⁴. Un trabajo en esta línea que presta atención a los efectos desbordamiento es el de Gil, Pascual y Rapún (1998). Estos autores, en vez de incluir el capital público de cada Comunidad, incorporan una combinación ponderada del capital localizado en todas las regiones, estando las ponderaciones determinadas por el flujo comercial entre ellas. En su trabajo, la elasticidad del *output* respecto del capital público varía entre 0,12 y 0,09, en función de la consideración o no de estos efectos desbordamiento.

3.2. Propuesta de medición

En este trabajo se aplica una reformulación de la contenida en Holtz-Eakin y Schwartz (1995). Así, puede definirse la dotación efectiva o real de infraestructuras de una región como el conjunto de servicios derivados de la infraestructura que pueden aprovecharse en la región, se ubique o no en su espacio.

Supongamos que el *stock* efectivo de capital público de la región i , $K_{I_i}^e$, es producido por el *stock* físico de la región i , K_{I_i} , y los *stocks* físicos del resto de regiones, $K_{I_{-i}}$. Así, el capital efectivo de la región i , adoptaría la forma general:

$$K_{I_i}^e = f(K_{I_i}, K_{I_{-i}}) \quad [22]$$

Admitiendo una especificación de tipo Cobb-Douglas para $K_{I_i}^e$, la dotación efectiva de capital público en la región i sería ⁵:

$$K_{I_i}^e = K_{I_i} \prod_j K_{I_j}^{\beta_{ij}} \quad i \neq j \quad [23]$$

donde el parámetro β_{ij} mide la elasticidad del *stock* efectivo de la región i respecto al *stock* físico de la región j . Cabe destacar que, en esta formulación, el aumento del *stock* físico de la región i afecta a su dotación efectiva en un 100 por 100. Así:

$$\beta_{i,j} = \frac{\partial K_{I_i}^e}{\partial K_{I_j}} \frac{K_{I_j}}{K_{I_i}^e} \quad \beta_{i,i} = \frac{\partial K_{I_i}^e}{\partial K_{I_i}} \frac{K_{I_i}}{K_{I_i}^e} = 1 \quad [24]$$

Estas elasticidades podrían descomponerse en dos partes: δ_{ij} o intensidad con que el capital de j afecta a la región i , y W_{ij} , que vendría definido por las características propias de las regiones i, j (superficie de cada región, proximidad geográfica, población, etc.). Así, $\beta_{ij} = \delta_{ij} W_{ij}$. Tomando logaritmos, la expresión [23] quedaría como:

$$\ln K_{I_i}^e = \ln K_{I_i} + \sum_j \delta_{ij} W_{ij} \ln K_{I_j} \quad i \neq j \quad [25]$$

En notación matricial, y suponiendo un parámetro δ constante para todas las regiones, se llegaría a la expresión que Holtz-Eakin y Schwartz (1995) utilizan para especificar la dotación efectiva de infraestructuras en carreteras en los distintos estados norteamericanos ⁶:

$$K_{I_{Nx1}}^e = K_{I_{Nx1}} + \delta W_{NxN} K_{I_{Nx1}} \quad [26]$$

donde se recoge la idea de que el *stock* efectivo de capital público en cada región sería la suma del *stock* físico de la región y de los capitales del resto de regiones, multiplicados éstos por algún factor de influencia real que recoja asimismo las características relevantes de las regiones ⁷. Si δ es igual a cero, no habría efectos desbordamiento y la dotación efectiva de una región coincidiría con su dotación física; si δ es mayor que cero, existirían efectos desbordamiento positivos y, por tanto, la dotación efectiva de capital público de una región sería mayor que su dotación física; en el caso extremo de que δ fuese igual a 1, la dotación efectiva de capital de una región sería la suma del *stock* físico de la región y una combinación ponderada de los *stocks* del resto de regiones.

En este trabajo se realiza la estimación de una función de costes bajo tres supuestos distintos: en primer lugar, asumimos que $\delta = 0$, es decir, imponemos la no existencia de efectos desbordamiento; en segundo lugar, asumimos el caso opuesto en que $\delta = 1$; en tercer lugar, no imponemos un valor específico para el parámetro δ . Los dos primeros casos son relativamente sencillos: en el primero, en la función de costes a estimar se considera como dotación

efectiva de capital público de la región i , solamente el *stock* de capital público físico ubicado en la propia región; en el segundo caso, el *stock* efectivo de capital de la región i sería la suma del capital propio de la región, más la combinación ponderada del resto de capitales públicos localizados en el resto de regiones; en el tercer caso, al no conocer el valor de δ no podremos calcular, *a priori*, la dotación efectiva de capital, por lo que procederemos de forma indirecta. Así, en este tercer caso, en la función de costes a estimar incluimos una variable más entre las exógenas, que recoge los efectos desbordamiento, K_D . Se obtiene entonces, por una parte, el ahorro en costes variables que obtienen las empresas de cada región debido a su *stock* físico de capital y por otra, el ahorro en costes debido a los efectos desbordamiento. La suma de ambos precios sombra nos permite obtener el impacto total sobre los costes variables del capital público, comparable al obtenido cuando $\delta = 1$, lo que nos podría dar una idea del valor más ajustado de δ .

4. Estimación del modelo

Nosotros proponemos un modelo de producción con cuatro factores productivos: trabajo, consumos intermedios, capital privado y capital público. Los factores variables a corto plazo son el factor trabajo, L (con precio w), y los *inputs* intermedios, M (con precio q_M). Los factores fijos a corto plazo son los niveles de capital privado (K_p) y público (K_I). El valor de la producción es denominado como X y el progreso técnico se recoge mediante una tendencia (t)⁸.

De esta forma, la función de coste variable a corto plazo tendría la forma:

$$cv = cv(w, q_M, X, t, K_I, K_p) \quad [27]$$

En la estimación de la función de coste variable a corto plazo se ha elegido como forma funcional la transcendental logarítmica. Esta elección ha estado basada en la flexibilidad de esta función para adecuarse a cualquier tipo de tecnología productiva sin la necesidad de imponer restricciones *a priori* sobre los rendimientos a escala, permitiendo la existencia de relaciones tanto de sustituibilidad como de complementariedad entre los factores considerados en el modelo.

La función de costes variables tiene, entonces, la forma:

$$\begin{aligned} \ln cv = & \sum_{i=1}^{17} D_i + \beta_1 t + a_1 \ln w + a_2 \ln q_M + b_1 \ln X + b_2 \ln K_I^e + b_3 \ln K_p + \\ & + \frac{1}{2} \beta_{11} t^2 + \frac{1}{2} c_{11} \ln w^2 + \frac{1}{2} c_{22} \ln q_M^2 + \frac{1}{2} e_{11} \ln X^2 + \frac{1}{2} e_{22} \ln K_I^{e2} + \frac{1}{2} e_{33} \ln K_p^2 + \\ & + h_{12} \ln w \ln q_M + d_{11} \ln w \ln X + d_{12} \ln w \ln K_I^e + d_{13} \ln w \ln K_p + d_{14} \ln w t + \\ & + d_{21} \ln q_M \ln X + d_{22} \ln q_M \ln K_I^e + d_{23} \ln q_M \ln K_p + d_{24} \ln q_M t + e_{12} \ln X \ln K_I^e + \\ & + e_{13} \ln X \ln K_p + e_{14} \ln X t + e_{23} \ln K_I^e \ln K_p + e_{24} \ln K_I^e t + e_{34} \ln K_p t \end{aligned} \quad [28]$$

donde cada variable está referida a cada región y año. Por otra parte, esta función debe ser homogénea de grado uno, cóncava, continua y no decreciente en los precios de los factores variables, con el objeto de asegurar que aproxima cualquier función de costes arbitraria de las empresas. En este sentido, para que la función de costes sea homogénea de grado uno en los precios de los *inputs* variables, habrán de verificarse las siguientes restricciones o condiciones de homogeneidad:

$$\begin{aligned} a_1 + a_2 &= 1 & c_{11} + h_{12} &= 0 & c_{22} + h_{12} &= 0 \\ d_{11} + d_{21} &= 0 & d_{12} + d_{22} &= 0 & d_{13} + d_{23} &= 0 \\ d_{14} + d_{24} &= 0 \end{aligned} \quad [29]$$

en cuyo caso, la función de costes puede ser expresada de forma alternativa como:

$$\begin{aligned} \ln \frac{cv}{q_M} &= \sum_{i=1}^{17} D_i + \beta_1 t + a_1 \ln \frac{w}{q_M} + b_1 \ln X + b_2 \ln K_I^e + b_3 \ln K_P + \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} t^2 + \frac{1}{2} c_{11} \left(\ln \frac{w}{q_M} \right)^2 + \frac{1}{2} e_{11} \ln X^2 + \frac{1}{2} e_{22} \ln K_I^{e^2} + \frac{1}{2} e_{33} \ln K_P^2 + \\ &+ d_{11} \ln \frac{w}{q_M} \ln X + d_{12} \ln \frac{w}{q_M} \ln K_I^e + d_{13} \ln \frac{w}{q_M} \ln K_P + d_{14} \ln \frac{w}{q_M} t + \\ &+ e_{12} \ln X \ln K_I^e + e_{13} \ln X \ln K_P + e_{14} \ln X t + e_{23} \ln K_I^e \ln K_P + \\ &+ e_{24} \ln K_I^e t + e_{34} \ln K_P t \end{aligned} \quad [30]$$

Además, haciendo uso del lema de Shephard, se obtiene la siguiente ecuación de participación en los costes del factor trabajo ⁹:

$$s_L = a_{11} + c_{11} \ln \frac{w}{q_M} + d_{11} \ln X + d_{12} \ln K_I^e + d_{13} \ln K_P + d_{14} t \quad [31]$$

Antes de iniciar la estimación, se procedió a verificar las condiciones de homogeneidad en precios especificadas en [29], con el objeto de imponer dichas restricciones en el modelo y estimar simultáneamente la reformulación de la función de costes de la expresión [30] y la ecuación de participación del factor trabajo o expresión [31]. Para ello, se adoptó como punto de partida la función de costes expresada en [28], en la que se consideraron variables ficticias para cada región. Se comenzó por una muestra referida a la suma de los sectores de Agricultura, Industria, Construcción y Servicios destinados a la venta. No obstante, los valores del estadístico *F* rechazaban dichas condiciones de homogeneidad. En cualquier caso, la información necesaria para intentar medir los efectos desbordamiento, concretamente la III Encuesta de Transporte por Carreteras (ver Apéndice) sólo se hallaba disponible para los sectores de Industria y Construcción, por lo que se acotó la muestra a la suma de estos dos sectores. También en este caso se rechazaron las restricciones de homogeneidad, las cuales fueron finalmente impuestas, como es habitual en esta literatura ¹⁰. No obstante, es necesario

advertir que, al racionalizar de forma impuesta la estructura de costes de las empresas, los resultados deberán interpretarse con cierta cautela.

A continuación, se contrastó la significación conjunta de las variables ficticias incluidas en el modelo para cada región, rechazándose la hipótesis nula de no significación ¹¹. Por otra parte, la complejidad de la forma funcional elegida, con un elevado número de parámetros a estimar, nos llevó a pensar en utilizar, en vez de una variable ficticia específica para cada región, una variable ficticia para un conjunto de ellas, agrupadas de acuerdo a similitudes basadas en características geográficas y en variables tales como renta *per cápita* y ratios capital público/output. No obstante, los únicos casos en que se aceptaron dichas agrupaciones fueron los relativos a Baleares y Canarias, País Vasco, Navarra y La Rioja, y Valencia y Murcia ¹².

Finalmente, se procedió a estimar el sistema de ecuaciones formado por la función de costes [30] y la ecuación de participación del factor trabajo [31], una vez impuestas las restricciones de homogeneidad en precios para el caso de la muestra constituida por las 17

Cuadro 1
Parámetros estimados. Sistema de ecuaciones simultáneas (SURE) ^a. (*t*-ratios en paréntesis)

Parámetros	Caso 1.º ($\delta = 0$)	Caso 2.º ($\delta = 1$)	Caso 3.º ($\delta \neq 0, \delta \neq 1$)
β_1	-0,0343 (-2,70)	-0,1772 (-9,23)	-0,2829 (-6,30)
a_1	0,2180 (5,35)	0,3104 (5,20)	-0,8862 (-10,81)
b_1	-1,1971 (-4,04)	-0,1482 (-0,38)	2,5790 (3,06)
b_2	-0,2939 (-1,14)	3,1795 (8,44)	0,5993 (1,24)
b_3	1,0515 (4,78)	-0,8123 (-2,17)	-1,8168 (-2,54)
β_{11}	0,0054 (21,27)	0,0066 (20,46)	0,0061 (23,16)
c_{11}	0,0714 (6,24)	0,1071 (11,84)	0,0911 (9,85)
e_{11}	0,2328 (2,11)	0,3013 (2,96)	0,1633 (1,72)
e_{22}	0,0473 (1,12)	-0,4036 (-8,91)	0,0716 (1,54)
e_{33}	0,1181 (1,59)	0,2362 (2,89)	0,1541 (2,29)
d_{11}	-0,0533 (-4,30)	-0,0012 (-0,09)	-0,044 (-5,19)
d_{12}	0,0335 (6,29)	0,00514 (0,84)	0,039 (10,75)
d_{13}	0,0289 (2,57)	-0,0079 (-0,64)	0,0261 (3,29)
d_{14}	0,0033 (4,13)	0,0055 (6,63)	0,012 (2,15)
e_{12}	0,0579 (1,51)	0,0598 (1,47)	-0,0719 (-2,03)
e_{13}	-0,1251 (-1,34)	-0,2734 (-3,03)	-0,0950 (-1,17)
e_{14}	-0,0105 (-4,29)	-0,0111 (-3,81)	-0,0012 (-0,41)
e_{23}	-0,0805 (-2,36)	0,0948 (2,60)	-0,0679 (-1,92)
e_{24}	-0,0052 (-3,51)	0,0089 (4,33)	-0,0010 (-0,61)
e_{34}	0,0117 (5,00)	0,0085 (3,33)	0,0049 (1,95)
$\ln K_D$	—	—	1,554 (1,60)
$\ln^2 K_D$	—	—	-0,1847 (-2,34)
$\ln(w/q_M) \cdot \ln K_D$	—	—	0,0730 (12,82)
$\ln X \cdot \ln K_D$	—	—	-0,1251 (-2,13)
$\ln K_I \cdot \ln K_D$	—	—	0,0226 (0,43)
$\ln K_D \cdot \ln K_P$	—	—	0,1499 (2,84)
$\ln K_D \cdot t$	—	—	0,0123 (3,70)

^a Período muestral: 1980-1993. 1.º y 2.º caso: 17 CC.AA., n.º obs: 238. 3.º caso: 15 CC.AA., n.º obs: 210. Los coeficientes estimados para las dummies específicas para cada región son significativos y pueden consultarse en el cuadro A.2. del Apéndice.

CC.AA. y para la suma de los sectores de Industria y Construcción en el período 1980-1993. La estimación se realizó como un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), siguiendo el método de máxima verosimilitud, con objeto de que la estimación de los parámetros sea invariable a la ecuación de participación elegida¹³. En el cuadro 1 se ofrecen los parámetros estimados en las tres versiones. En todos los casos, la función de costes satisfizo las condiciones teóricas de ser no decreciente y cóncava en los precios de los factores¹⁴. Como se puede observar, en general, los coeficientes estimados son significativos, aunque dada la complejidad de la función, el signo y la magnitud carecen de valor informativo desde el punto de vista económico. Al introducir los efectos desbordamiento como variable independiente, algunos parámetros del modelo pierden precisión en la estimación¹⁵. Una vez estimados los parámetros de la función de costes, éstos son utilizados para calcular el conjunto de indicadores descritos en el apartado relativo al modelo teórico.

5. Resultados

En el cuadro 2 aparecen los valores medios de los precios sombra de las infraestructuras productivas para cada una de las CC.AA.¹⁶. En la primera columna se presentan los resultados cuando no se tienen en cuenta los efectos desbordamiento; en la segunda, cuando se supone que $\delta = 1$; y en la tercera, cuando el valor de δ se asume desconocido.

Cuadro 2
Precios sombra del capital público y del capital privado (*t*-ratios en paréntesis)

Regiones	Z_{KI} $\delta = 0$	Z_{KIE} $\delta = 1$	$Z_{KI} + Z_{KD}$ $\delta \neq 0$ y $\delta \neq 1$	Z_{KP} $\delta = 1$
Andalucía	-0,128 (-2,55)	0,414 (6,50)	0,508 (0,68)	0,226 (2,59)
Aragón	-0,068 (-2,78)	0,200 (7,39)	0,226 (3,55)	0,123 (1,90)
Asturias	-0,041 (-0,88)	0,124 (4,53)	0,235 (3,34)	0,070 (1,25)
Cantabria	0,047 (0,43)	0,068 (3,70)	0,164 (1,54)	0,052 (0,87)
C. y León	-0,102 (-2,75)	0,294 (6,90)	0,395 (1,37)	0,237 (3,03)
C.-La Mancha	-0,055 (-2,26)	0,177 (7,62)	0,202 (1,94)	0,161 (2,48)
Cataluña	-0,207 (-1,65)	0,495 (3,49)	1,672 (2,31)	0,229 (2,99)
Valencia	-0,129 (-2,38)	0,338 (5,27)	0,894 (4,02)	0,237 (3,58)
Extremadura	-0,035 (-1,903)	0,091 (7,85)	0,010 (0,38)	0,136 (1,30)
Galicia	-0,130 (-3,56)	0,263 (6,16)	0,528 (4,86)	0,388 (4,42)
Madrid	-0,193 (-1,39)	0,293 (3,18)	1,398 (5,11)	0,333 (4,33)
Murcia	-0,076 (-2,62)	0,143 (7,12)	0,145 (2,25)	0,331 (4,27)
Navarra	-0,065 (-1,57)	0,068 (2,94)	0,209 (2,58)	0,281 (4,99)
País Vasco	-0,066 (-0,65)	0,116 (1,38)	0,603 (1,48)	0,080 (1,50)
La Rioja	-0,079 (2,30)	0,075 (4,59)	0,072 (1,20)	0,600 (6,03)
Media	-0,089 (-2,31)	0,211 (4,14)	0,484 (2,17)	0,233 (3,58)

Nota: $Z_{KP} (\delta = 0) = 0,138$.

Si observamos la primera de las columnas, los resultados muestran, en términos generales, un impacto negativo, aunque reducido, del capital público sobre la actividad privada. Estos desfavorables resultados están en línea con los obtenidos por otros autores, cuando se realiza un análisis con datos desagregados a nivel regional. Además, si bien los resultados son negativos para todas las CC.AA. (excepto Cantabria), la magnitud difiere según la Comunidad de que se trate. El valor medio de $-0,089$ indica que un incremento de K_I en una peseta aumentaría los costes variables en $0,089$ pesetas¹⁷. Estos resultados podrían indicar el hecho de que muchas regiones parecen relativamente sobredimensionadas en cuanto a su dotación de K_I en relación con la actividad industrial y constructora existente. En este sentido, si se comparan los precios sombra con el coste de uso del capital público, que vamos a suponer nulo, no sería óptimo invertir adicionalmente en la economía española, y menos aún en aquellas Comunidades que presentan unos precios sombra más negativos (Madrid, Cataluña, Galicia o Valencia), ya que en todos los casos los precios sombra son menores que el coste del capital público. Esta conclusión, nada creíble, nos hace pensar que no se está capturando el verdadero impacto de las infraestructuras, por lo que resultaría engañoso seguir haciendo una lectura detallada de los resultados alcanzados en este sentido.

En la segunda columna se presentan los valores medios para los precios sombra del capital público, esta vez referidos a la estimación en la que se incorporan los efectos desbordamiento. Las diferencias registradas entre estos resultados y los anteriores son muy acusadas. Así, los beneficios marginales para las empresas, cuando se utiliza una variable que corrige los efectos desbordamiento, muestran un ahorro en costes positivo y significativo en todas las CC.AA. En este caso, la media nacional se sitúa en $0,211$. De estos resultados parecen desprenderse dos implicaciones: primera, se confirma la existencia de externalidades positivas generadas por las infraestructuras que trascienden los límites regionales; y segunda, que el impacto de la infraestructura sobre la actividad económica no es tan reducido como otros trabajos afirman. Ahora bien, en este tipo de análisis, la lectura de los resultados se complica en aras de decidir en qué Comunidad sería óptimo o no seguir invirtiendo, ya que estos precios sombra recogen el impacto del capital público que *efectivamente* aprovecha la región, sea a partir de su dotación física o de la dotación física del resto de regiones. Por ejemplo, el precio sombra de la infraestructura pública que aparece en la segunda columna del cuadro 2 para La Rioja es $0,075$ y para Cataluña, $0,495$. La infraestructura es más productiva en Cataluña, ya que el ahorro en costes que supone para las empresas es sensiblemente mayor. Podría concluirse, pues, que habría que destinar más fondos públicos a la creación de infraestructura en Cataluña en relación a La Rioja. Es más, con un presupuesto fijo para dedicar a inversión pública, habría que invertir más en Cataluña y menos en La Rioja. Ahora bien, en este caso, el capital efectivo de cada región es una combinación de su capital físico y del correspondiente al resto de regiones, por lo que incrementar la dotación efectiva de capital público en Cataluña puede significar aumentar su dotación física o la dotación física de las regiones que tienen una relación económica estrecha con Cataluña (La Rioja es una de ellas). Por su parte, desinvertir en La Rioja puede hacerse disminuyendo el *stock* de capital público localizado en La Rioja o el de las regiones cuyo capital público afecta a la actividad de La Rioja (Cataluña es una de ellas). Queremos hacer notar con este ejemplo que cuando existen efectos desbordamiento, los resultados que se obtienen

para cada región no son fácilmente utilizables en aras de decidir políticamente dónde sería necesario aumentar o reducir el volumen de inversión pública.

Si se comparan estos resultados (Z_{KIE}) con los anteriores (Z_{KI}), podría pensarse que en cada una de las Comunidades el capital físico propio no fuese productivo y, en cambio, el de las regiones vecinas sí. En este sentido, hay que matizar que el efecto positivo total que recoge Z_{KIE} no es divisible en estos dos efectos diferenciados. En Z_{KIE} se recoge el efecto de que una región utilice como factor productivo el capital propio, cuya productividad depende del capital de las demás regiones, más el efecto de que esta misma región utilice como factor productivo el *stock* de capital situado en otras regiones, cuyo aprovechamiento depende también de su propia dotación física.

En la tercera columna del cuadro 2, los precios sombra agregados del capital público propio y de los efectos desbordamiento son igualmente positivos y significativos, corroborándose una vez más la existencia de externalidades positivas del capital público y el hecho de que las infraestructuras reducen los costes privados de producción. Ahora bien, también se observa que los valores de los precios sombra son de mayor cuantía que en el caso anterior: concretamente, la media nacional se sitúa en 0,484 frente al valor 0,211 anterior. Esta diferencia de resultados puede tener importantes implicaciones a la hora de concluir sobre los beneficios concretos de incrementar la dotación de capital público en España. En este punto, habría que recordar que en esta estimación no se ha supuesto ningún valor específico para δ . Así, si comparamos estos resultados con los de la primera columna, se podría concluir que el capital público de una región ejerce externalidades positivas sobre otras regiones y que, por tanto, δ será mayor que cero. Por su parte, si comparamos estos resultados con los obtenidos en la segunda columna, puede verse cómo los precios sombra obtenidos son mayores en todas las CC.AA., por lo que cabe pensar que, además, δ tomará valores inferiores a la unidad. Es decir, la dotación efectiva de capital público parece ser inferior en cuantía a la calculada en el caso extremo en que $\delta = 1$, de tal forma que esa dotación efectiva menor presenta beneficios marginales mayores. Así, podemos concluir que si se quieren capturar los efectos desbordamiento del capital público, el uso de la dotación efectiva de capital como suma del capital propio y de una combinación ponderada del capital del resto de regiones, parece sobredimensionar la dotación que una región efectivamente utiliza, obteniéndose erróneamente valores inferiores para la productividad del capital público. No obstante, como ya se ha mencionado, cuando se incluyen los efectos desbordamiento como una variable independiente en el modelo, la estimación pierde precisión, en comparación con el caso en que $\delta = 1$. Por esta razón, en este trabajo la mayor parte de los resultados hace referencia a un valor unitario de δ .

En la última columna se presentan los precios sombra del capital privado para un valor $\delta = 1$. Éstos son positivos y significativos, oscilando entre el valor de 0,6 en La Rioja y el valor de 0,052 en Cantabria. La inversión privada parece más productiva en La Rioja, Galicia, Madrid, Murcia y Navarra, mientras que lo contrario puede decirse en los casos del País Vasco, Cantabria y Asturias. El precio sombra medio es 0,233¹⁸.

En el cuadro 3 se presentan las elasticidades del *output* respecto al capital público y privado, respectivamente.

Cuadro 3
Elasticidades del *output* a corto plazo

Regiones	ε_{XKI} $\delta = 0$	ε_{XKIE} $\delta = 1$	$\varepsilon_{XKI} + \varepsilon_{XKD}$ $\delta \neq 0$ y $\delta \neq 1$	ε_{XKP} $\delta = 1$
Andalucía	-0,080	0,296	0,130	0,096
Aragón	-0,064	0,304	0,199	0,066
Asturias	-0,021	0,146	0,162	0,055
Cantabria	0,024	0,118	0,165	0,047
C. y León	-0,082	0,283	0,124	0,101
C.-La Mancha	-0,074	0,315	0,117	0,080
Cataluña	-0,047	0,155	0,287	0,109
Valencia	-0,050	0,202	0,286	0,111
Extremadura	-0,083	0,475	0,197	0,060
Galicia	-0,067	0,219	0,244	0,141
Madrid	-0,041	0,117	0,332	0,143
Murcia	-0,046	0,256	0,277	0,135
Navarra	-0,036	0,071	0,123	0,146
País Vasco	-0,018	0,054	0,169	0,064
La Rioja	-0,061	0,115	0,122	0,206
Media	-0,050	0,208	0,196	0,104

Nota: $\varepsilon_{XKP} (\delta=0) = 0,084$

Cuando no se tienen en cuenta los efectos desbordamiento, las elasticidades del *output* respecto al capital público son negativas en todas las CC.AA. (salvo en Cantabria). El valor medio se sitúa en -0,050 y las Comunidades con peores resultados son Andalucía, Extremadura, Castilla y León, Castilla-La Mancha y Galicia. En la segunda columna, cuando se tienen en cuenta los efectos desbordamiento y el valor de δ se supone la unidad, todas las elasticidades son positivas, de forma que el impacto medio de las infraestructuras es 0,208, positivo y, por tanto, mayor que en el caso anterior. Esta elasticidad presenta una gran variabilidad entre las CC.AA., si bien, como ya hemos comentado, hay que tomar estos resultados regionales con la debida cautela política, ya que la elasticidad que presenta cada Comunidad Autónoma no sólo corresponde al capital público propio sino al de otras Comunidades con las que mantiene una estrecha relación comercial. Por su parte, si examinamos la tercera columna de resultados, correspondientes al caso en que desconocemos el valor de δ , la elasticidad media es de 0,196, muy similar a la anterior.

La elasticidad del capital privado es 0,104, siendo, pues, positiva, pero más reducida que la obtenida en Boscá, Escribá y Dabán (1999) para el sector industrial, la cual se sitúa en torno a 0,13¹⁹. Sin embargo, este resultado es razonable, teniendo en cuenta que se incluyen los consumos intermedios como un factor de producción adicional. En cualquier caso, esta elasticidad media es especialmente baja debido a los valores tan reducidos que presentan las Comunidades de la cornisa cantábrica, las cuales, durante todo el período muestral, registran una clara tendencia decreciente en la inversión privada.

En el cuadro 4 se muestran también las elasticidades del *output* respecto a cada uno de los factores considerados variables a corto plazo, esto es, el trabajo y los *inputs* intermedios,

Cuadro 4
Elasticidades del *output* y rendimientos a escala a corto plazo ($\delta = 1$)

Regiones	ε_{XL}	ε_{XCI}	e^a
Andalucía	0,281	0,514	0,795
Aragón	0,330	0,542	0,872
Asturias	0,339	0,618	0,957
Cantabria	0,366	0,645	1,011
C. y León	0,290	0,530	0,819
C.-La Mancha	0,334	0,526	0,860
Cataluña	0,311	0,499	0,809
Valencia	0,306	0,516	0,822
Extremadura	0,355	0,513	0,868
Galicia	0,296	0,513	0,809
Madrid	0,314	0,501	0,815
Murcia	0,295	0,547	0,842
Navarra	0,316	0,586	0,902
País Vasco	0,364	0,566	0,930
La Rioja	0,239	0,606	0,845
Media	0,316	0,548	0,864

^a Nótese cómo $e = (cv/X)/\mu$, donde μ es el coste marginal de las empresas.

Nota: Cuando $\delta = 0$, $\varepsilon_{XL} = 0,366$, $\varepsilon_{XCI} = 0,638$ y $e = 1,004$.

así como los rendimientos a escala, para un valor unitario del parámetro δ , estando definido e como el cociente entre el coste medio y marginal de las empresas a corto plazo. En este sentido, los rendimientos a escala a corto plazo estimados en todas las regiones, salvo en Cantabria, son claramente decrecientes. La media se sitúa en torno a 0,864.

En el cuadro 5 se presentan las elasticidades de la demanda de los factores variables respecto de los factores fijos a corto plazo, así como las elasticidades precio de las demandas de trabajo e *inputs* intermedios. La relación entre los factores fijos y variables es de sustituibilidad, aunque en todas las CC.AA. se observa que, mientras que el capital público es más ahorrador en *inputs* intermedios, el capital privado lo es en trabajo. Así, estas relaciones de sustituibilidad entre el nivel de empleo y el capital público y privado permiten afirmar que, tanto la inversión pública como privada deben ser lo suficientemente elevadas como para implicar una alta expansión del *output* que signifique un aumento en el nivel de empleo. Por último, se observa que la sensibilidad de la demanda de trabajo respecto a su precio tiene el signo esperado, y mayor en comparación con la demanda de *inputs* intermedios.

Finalmente, en el cuadro 6 se muestran los resultados relativos a las elasticidades del *output* respecto al capital privado a largo plazo, así como el impacto que la infraestructura pública posee sobre la dotación de capital privado, y la elasticidad del *output* respecto al capital público, una vez se tiene en cuenta el efecto anterior a largo plazo. También se muestran los resultados sobre rendimientos a escala a largo plazo en todos los factores considerados variables. En particular, es de destacar la relación de complementariedad entre el capital público y privado a largo plazo. Así, un aumento en el *stock* de infraestructura pública del 1 por 100, aumentaría el *stock* de capital privado en un 0,273 por 100, por término medio. Este efecto positivo del capital público en el

Cuadro 5
Elasticidades de la demanda de factores variables respecto a los factores fijos y elasticidades
precio de la demanda a corto plazo ($\delta = 1$, *t*-ratio en paréntesis)

Regiones	ε_{LKIE}	ε_{MKIE}	ε_{LKP}	ε_{MKP}	ε_{wv}	ε_{qMqM}
Andalucía	-0,357 (-5,83)	-0,380 (-6,75)	-0,144 (-2,07)	-0,109 (-2,67)	-0,343 (-13,4)	-0,188 (-13,4)
Aragón	-0,334 (-6,29)	-0,356 (-7,72)	-0,098 (-1,48)	-0,064 (-1,91)	-0,338 (-14,1)	-0,206 (-14,1)
Asturias	-0,138 (-3,21)	-0,161 (-5,20)	-0,081 (-1,12)	-0,046 (-1,24)	-0,343 (-13,4)	-0,188 (-13,4)
Cantabria	-0,103 (-2,47)	-0,125 (-4,41)	-0,069 (-0,89)	-0,034 (-0,74)	-0,342 (-13,6)	-0,194 (-13,7)
C. y León	-0,331 (-5,94)	-0,353 (-7,18)	-0,147 (-2,19)	-0,112 (-3,31)	-0,343 (-13,4)	-0,188 (-13,4)
C.-La Mancha	-0,353 (-6,65)	-0,375 (-7,95)	-0,115 (-1,86)	-0,082 (-2,51)	-0,335 (-14,3)	-0,213 (-14,4)
Cataluña	-0,178 (-3,03)	-0,200 (-3,69)	-0,157 (-2,34)	-0,123 (-3,09)	-0,337 (-14,3)	-0,210 (-14,3)
Valencia	-0,231 (-4,49)	-0,253 (-5,52)	-0,157 (-2,52)	-0,123 (-3,85)	-0,340 (-13,9)	-0,201 (-13,9)
Extremadura	-0,533 (-7,35)	-0,555 (-8,12)	-0,090 (-1,25)	-0,057 (-1,13)	-0,329 (-14,8)	-0,227 (-14,8)
Galicia	-0,256 (-5,17)	-0,278 (-6,51)	-0,197 (-3,03)	-0,163 (-4,92)	-0,340 (-13,7)	-0,197 (-13,8)
Madrid	-0,130 (-2,59)	-0,152 (-3,44)	-0,197 (-3,04)	-0,164 (-4,88)	-0,336 (-14,3)	-0,211 (-14,3)
Murcia	-0,289 (-5,86)	-0,312 (-7,54)	-0,184 (-2,82)	-0,149 (-4,91)	-0,343 (-13,2)	-0,185 (-13,3)
Navarra	-0,064 (-1,69)	-0,087 (-3,74)	-0,185 (-2,84)	-0,150 (-7,40)	-0,343 (-13,2)	-0,185 (-13,3)
País Vasco	-0,045 (-0,94)	-0,067 (-1,66)	-0,090 (-1,32)	-0,057 (-1,49)	-0,335 (-14,5)	-0,215 (-14,5)
La Rioja	-0,118 (-2,74)	-0,144 (-5,26)	-0,275 (-3,56)	-0,235 (-7,20)	-0,334 (-10,3)	-0,133 (-10,5)
Media	-0,230 (-3,76)	-0,254 (-5,11)	-0,146 (-2,38)	-0,111 (-3,60)	-0,339 (-13,6)	-0,196 (-13,8)

Nota: Cuando $\delta = 0$, $\varepsilon_{LKI} = 0,145$, $\varepsilon_{MKI} = -0,001$, $\varepsilon_{LKP} = 0,007$, $\varepsilon_{MKP} = -0,118$, $\varepsilon_{wv} = -0,437$ y $\varepsilon_{qMqM} = -0,252$.

Cuadro 6
Elasticidades del *output* respecto del capital privado y capital público, efecto del capital público
sobre el capital privado y rendimientos a escala a largo plazo ($\delta = 1$)

Regiones	ε_{XKP}	ε_{KPKI}	ε_{XKI}	e^L
Andalucía	0,141	0,269	0,334	0,936
Aragón	0,184	0,305	0,360	1,056
Asturias	0,261	0,328	0,232	1,218
Cantabria	0,295	0,336	0,217	1,306
C. y León	0,143	0,266	0,321	0,962
C.-La Mancha	0,173	0,293	0,366	1,033
Cataluña	0,160	0,258	0,196	0,969
Valencia	0,157	0,259	0,243	0,979
Extremadura	0,155	0,319	0,524	1,023
Galicia	0,123	0,233	0,248	0,932
Madrid	0,145	0,233	0,151	0,96
Murcia	0,137	0,242	0,289	0,979
Navarra	0,175	0,240	0,113	1,077
País Vasco	0,262	0,314	0,137	1,192
La Rioja	0,119	0,199	0,138	0,964
Media	0,175	0,273	0,258	1,039

stock de capital privado a largo plazo implica un impacto mayor de la infraestructura pública sobre el *output* a largo plazo. En este sentido, el impacto estimado del capital público sobre el nivel de producción se acerca al valor de 0,258 en términos de elasticidad. Además, los rendimientos a escala en los factores trabajo, consumos intermedios y capital privado son muy cercanos a los rendimientos constantes en la práctica totalidad de las CC.AA. españolas.

6. Consideraciones finales

En este trabajo hemos analizado el impacto de la infraestructura pública sobre la actividad privada en los sectores de Industria y Construcción de la economía española, mediante el enfoque de la estimación de una función de costes. Como hemos pretendido explicar, el uso de datos desagregados a nivel regional implica la necesidad de prestar una especial atención a la medición y especificación de los efectos desbordamiento de las infraestructuras entre regiones. Nuestros resultados confirman la existencia de externalidades positivas generadas por las infraestructuras en el espacio y que el impacto de la infraestructura sobre la actividad económica no es tan reducido como otros trabajos sostienen. Así, por término medio, el valor de la elasticidad del *output* respecto a la dotación efectiva de capital público se sitúa entre 0,196 y 0,208, presentando a largo plazo un valor mayor de hasta 0,258.

Por otra parte, hemos observado que el procedimiento de cómo resolver la medición de los efectos desbordamiento puede afectar a los resultados obtenidos sobre precios sombra y, por tanto, a las decisiones concretas de política económica que se pueden deducir de estos resultados. En este sentido, las recomendaciones de política económica a nivel regional que pueden derivarse de estos estudios no son claras y directas. Cuando éstas pueden hacerse, se está imponiendo la no existencia de efectos desbordamiento, por lo que no se está midiendo de forma adecuada la dotación de capital público de cada región y debemos recelar, por tanto, de cualquier clase de recomendación política que se derive de esta clase de estudios. Por el contrario, cuando el capital público de cada Comunidad Autónoma es aproximado de una forma más realista, las recomendaciones de política regional acerca de inversión pública no tienen un sentido inmediato. Por tanto, los resultados que pretendemos hacer relevantes en este trabajo, en lo que se refiere a capital público, no son los de cada una de las CC.AA. por separado, sino, y dado que las CC.AA. están interconectadas a través del capital público, los relativos al conjunto de ellas.

Apéndice. Los datos

Para la estimación de la función de costes se ha utilizado información relativa a las CC.AA. españolas entre 1980 y 1993 y referida a los sectores de Industria sin energía y Construcción. La disponibilidad de los datos ha sido posible, por un lado, gracias a la elaboración por parte de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria del Ministerio de Economía y Hacienda de la base de datos BD.MORES ²⁰, en la que aparecen estimaciones de las variables relevantes para el análisis regional, y por otro, a la Fundación BBV-IVIE, de la que se han recogido las series de los *stocks* de capital público y privado por regiones. El período de estudio en nuestro trabajo viene determinado por los datos relativos a consumos intermedios.

Valor de la producción (X): Es la suma del Valor Añadido Bruto al coste de los factores en pesetas constantes de 1986 y los Consumos Intermedios también en pesetas constantes de 1986. De esta forma se obtiene el Valor de la producción valorado a precios del productor. El VAB al coste de los factores procede de la BD.MORES.

Consumos Intermedios (M): Es el valor de los bienes y servicios intermedios utilizados en el proceso de producción. Los datos empleados proceden del trabajo de Díaz (1998), titulado «Series de Consumos Intermedios por Ramas de Actividad y Regiones Españolas. 1980-1993». Esta variable es la que, como se ha dicho, ha delimitado el período de estudio hasta 1993.

Índice de precios de los consumos intermedios (q_M): En la identificación de esta variable se ha utilizado el deflactor implícito del VAB, que se obtiene como cociente del VAB al coste de los factores en pesetas corrientes y el VAB al coste de los factores en pesetas constantes de 1986.

Salario pagado a los trabajadores (w): Se ha obtenido de la BD.MORES, concretamente del concepto de Rentas del trabajo en pesetas constantes de 1980 y el número de empleados. Para su utilización en la estimación, el concepto de Rentas se dividió por el número total de empleados en cada región y para los sectores de Industria y Construcción.

Coste variable (cv): Son los costes en que incurren las empresas en el proceso productivo, en nuestro caso, los procedentes del factor trabajo y de los materiales intermedios. Por tanto se construye como la suma de las rentas de trabajo y los consumos intermedios.

Stock de capital privado (K_P): Los datos proceden de las series elaboradas por el IVIE. Las series de capital privado están disponibles por regiones, y a su vez por sectores productivos y se presentan en millones de pesetas de 1986. Recientemente han sido publicadas en pesetas constantes de 1990.

Stock de capital público (K_J): El concepto de capital público utilizado en este trabajo se refiere a la infraestructura productiva o directamente relacionada con la actividad productiva. De esta forma, esta variable se ha construido como la suma de los *stocks* en carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas, puertos, ferrocarriles y aeropuertos. Este *stock* es la suma del total territorializado y no territorializado, este último repartido en función de la participación de cada región en el total de la superficie geográfica nacional. Dentro de esta categoría se encuentran carreteras, ferrocarriles, puertos e hidráulicas.

Stock de capital público-efectos desbordamiento: Esta variable es para cada región una suma ponderada del capital tipo red relacionado con el transporte (carreteras, ferrocarriles, puertos y aeropuertos) del resto de regiones. Para la construcción de la matriz de ponderaciones, la hipótesis de partida fue que las infraestructuras relevantes para una región son las de aquellas regiones con las que mantiene relaciones comerciales. En este sentido, si la región i mantiene un flujo comercial importante con destino en la región j , hará un mayor uso de la infraestructura tipo red situada en la región j , esté o no situada en su proximidad. Además, se tiene en cuenta la distancia geográfica. Así, parecía importante tener en cuenta que, si bien el capital público es un bien público supuestamente gratuito, cuanto más lejos esté situado de una región, más «costes» va a implicar su uso para las empresas de esa Comunidad Autónoma, por lo que a las ponderaciones anteriores se las divide por la distancia en tiempo de acceso.

Las ponderaciones tienen la forma:

$$W_{ij} = \frac{F_{ij}}{D_{ij}FC_{ij}}$$

donde F_{ij} es el ratio que mide la importancia del flujo comercial con origen en la región i y destino en la región j , en relación al volumen total de comercio de la región de origen, i . Para calcular este ratio se utilizó la información procedente de la III Encuesta de Transporte de Mercancías por Carretera, elaborada por el Ministerio de Transporte, Turismo y Comunicaciones en el año 1989.

D_{ij} es el tiempo de acceso entre las regiones i, j . Para su cálculo se utilizó información procedente de la Guía CAMPSA. Concretamente, se hace uso de la distancia medida en tiempo de acceso por las carreteras más rápidas entre todas las provincias de España. El uso de información detallada a nivel provincial responde a la necesidad de calcular el tiempo de acceso medio entre dos CC.AA., medida más real que si se utilizaran las distancias entre capitales de Comunidades, sobre todo en los casos de regiones de mayor superficie.

Finalmente, FC_{ij} es un factor que refleja la contigüidad entre regiones, el cual penaliza adicionalmente la distancia entre regiones. El factor se ha elaborado como un indicador que toma valores iguales a 1 cuando dos regiones son contiguas y un valor mayor que 1 cuando no lo son, más concretamente un valor igual a la media de las distancias en tiempo con el resto de regiones.

En el proceso de evaluación de este trabajo, así como a través de las sugerencias realizadas en el seno de varios congresos, algunos colegas nos hicieron ver que esta forma de construir la matriz de ponderaciones podría sesgar los resultados, en el sentido de que las CC.AA. relativamente pequeñas incrementarían su dotación de capital público de forma no proporcional a la cuantía de su volumen de producción o de sus costes variables, lo que afectaría a los resultados alcanzados. Es obvio que no existe una única matriz de ponderaciones y que surgen muchas cuestiones a la hora de determinar cuáles serían las ponderaciones más adecuadas. Está claro que sería interesante valorar las características particulares de cada CC.AA., pero sin perder de vista su importancia relativa en el contexto nacional. No obstante, hemos podido comprobar que ambos criterios son difíciles de mantener al mismo tiempo, por lo que nuestra opción ha sido la de recoger las características particulares de las regiones. Sin embargo, insistimos en que esta opción es sólo una de las múltiples opciones disponibles.

Cuadro A.1
Matriz de ponderaciones

Origen	Destinos														
	Andalucía	Aragón	Asturias	Cantabria	C. y León	C.-La Mancha	Cataluña	Valencia	Extremadura	Galicia	Madrid	Murcia	Navarra	País Vasco	La Rioja
Andalucía	0,000	0,006	0,002	0,001	0,019	0,147	0,026	0,037	0,391	0,003	0,085	0,275	0,002	0,004	0,001
Aragón	0,006	0,000	0,002	0,004	0,091	0,025	0,451	0,134	0,001	0,003	0,035	0,003	0,187	0,034	0,023
Asturias	0,004	0,003	0,000	0,338	0,407	0,004	0,006	0,005	0,001	0,164	0,030	0,001	0,004	0,032	0,001
Cantabria	0,005	0,008	0,239	0,000	0,161	0,002	0,014	0,004	0,000	0,002	0,031	0,000	0,015	0,515	0,005
C. y León	0,010	0,041	0,125	0,047	0,000	0,023	0,013	0,013	0,010	0,087	0,420	0,003	0,007	0,171	0,029
C.-La Mancha	0,044	0,008	0,001	0,001	0,030	0,000	0,007	0,190	0,044	0,001	0,643	0,026	0,001	0,002	0,001
Cataluña	0,012	0,214	0,002	0,002	0,008	0,006	0,000	0,686	0,001	0,002	0,028	0,008	0,011	0,014	0,005
Valencia	0,013	0,065	0,001	0,001	0,007	0,216	0,393	0,000	0,001	0,002	0,040	0,256	0,002	0,003	0,001
Extremadura	0,495	0,004	0,002	0,000	0,065	0,315	0,012	0,007	0,000	0,002	0,088	0,006	0,001	0,003	0,000
Galicia	0,012	0,005	0,483	0,004	0,395	0,010	0,012	0,012	0,002	0,000	0,046	0,004	0,001	0,012	0,001
Madrid	0,026	0,012	0,003	0,004	0,210	0,652	0,015	0,036	0,013	0,004	0,000	0,009	0,004	0,011	0,002
Murcia	0,246	0,002	0,001	0,000	0,003	0,098	0,014	0,615	0,001	0,000	0,018	0,000	0,001	0,002	0,000
Navarra	0,001	0,146	0,002	0,004	0,010	0,001	0,018	0,005	0,000	0,001	0,005	0,001	0,000	0,395	0,409
País Vasco	0,006	0,019	0,012	0,175	0,244	0,003	0,024	0,007	0,000	0,002	0,041	0,002	0,298	0,000	0,167
La Rioja	0,002	0,023	0,002	0,010	0,057	0,001	0,011	0,002	0,000	0,001	0,003	0,000	0,704	0,184	0,000

Cuadro A.2
VARIABLES FICTICIAS (t-ratios en paréntesis)

Parámetros	Caso 1.º ($\delta = 0$)	Caso 2.º ($\delta = 1$)	Caso 3.º ($\delta \neq 0, \delta \neq 1$)
One	10,073 (8,57)	-6,7897 (-3,80)	-10,340 (-1,51)
D2 Aragón	0,0321 (1,71)	-0,0551 (-3,32)	0,0033 (0,04)
D3 Asturias	0,0590 (2,44)	-0,0857 (-2,73)	-0,0781 (-0,92)
D6 Cantabria	-0,0284 (-1,23)	-0,1664 (-4,52)	-0,1213 (-1,58)
D7 Castilla y León	0,0548 (5,12)	0,0055 (0,45)	-0,024 (-0,68)
D8 Castilla-La Mancha	0,0579 (3,41)	-0,066 (-3,69)	-0,0774 (-1,35)
D9 Cataluña	-0,0460 (-1,97)	-0,1799 (-6,390)	-0,0196 (-0,29)
D11 Extremadura	-0,0315 (-0,96)	0,02635 (0,69)	0,0582 (0,61)
D12 Galicia	0,102 (5,08)	-0,0763 (-3,95)	0,0399 (0,53)
D13 Madrid	-0,0195 (-0,64)	-0,2250 (-7,88)	-0,0860 (-0,96)
D Valencia-Murcia	0,0626 (3,00)	-0,1124 (-5,49)	0,048 (0,64)
D P. Vasco-Navarra-Rioja	0,0508 (2,26)	-0,1595 (-4,69)	-0,1562 (-2,06)
D Baleares-Canarias	-0,0117 (-0,54)	-0,2872 (-7,43)	—

Notas

- Véase de la Fuente (1996).
- Un breve repaso de la literatura sobre el tema, así como de las críticas recibidas por el tradicional enfoque de la función de producción pueden encontrarse en Draper y Herce (1994), De la Fuente *et al.* (1994), Pfähler, Hofmann y Bönte (1996) o Sturm (1998).
- La base teórica de esta línea de investigación se debe a Diewert (1986). Algunos trabajos que utilizan el enfoque de la dualidad son los de Bernt y Hansson (1991) para el caso de Suecia, Seitz y Licht (1995), Conrad y Seitz (1994) o Seitz (1994) para Alemania, Lynde y Richmond (1992), Nadiri y Mamuneas (1994), o Morrison y Schwartz (1996) para EE.UU y Rovolis y Spence (2002) para Grecia. En España hay que destacar los trabajos de Boscá, Escribá y Dabán (1999), Avilés, Gómez y Sánchez-Maldonado (2001), Boscá, Escribá y Murgui (2002), y Moreno, López-Bazo y Artís (2002). Esta sección se basa en una adaptación propia de De la Fuente (1999), Morrison y Schwartz (1996) y Seitz (1994).
- Cabe destacar los trabajos de Boscá, Escribá y Dabán (1999), Boscá, Escribá y Murgui (2002), y Moreno, López-Bazo y Artís (2002), en los que se analiza el efecto de las infraestructuras públicas sobre la producción del sector industrial, sector productivo privado y sector industrial, respectivamente, en las regiones españolas, mediante el enfoque de la estimación de funciones de costes. No obstante, en estos estudios los autores no consideran en ningún momento la existencia de efectos desbordamiento.
- Este tipo de forma funcional, con elasticidad de sustitución constante e igual a 1, sería la adecuada si suponemos que los *stocks* de capital público de las distintas regiones son complementarios, en el sentido de que si aumenta la dotación de capital de una región, aumentaría la productividad del capital en el resto de regiones.
- Estos autores utilizan exactamente la siguiente expresión:

$$K_{I, Nxt}^E = K_{I, Nxt} + \delta W_{Nxt} K_{I, Nxt}^E$$

donde el capital efectivo de una región depende de su *stock* físico y de los *stocks* efectivos del resto de regiones, lo que significa que las infraestructuras de las regiones vecinas de la región vecina de esa región influyen en su dotación efectiva. Este hecho puede sobrevalorar la dotación efectiva de cada región, en tanto que su mismo capital pueda influir en la dotación efectiva de esas regiones vecinas, estando este capital ya computado, por lo que se tendría en cuenta doblemente.

7. $W_{N \times N}$ es la matriz de ponderaciones de los capitales tipo red de las regiones. Su construcción puede ser muy variada. La más sencilla y utilizada es la conocida como matriz vecindad, esto es, si i y j son dos regiones colindantes, entonces los elementos de la matriz $W_{ij} = W_{ji} = 1$ y 0 en caso contrario. Otras matrices relacionadas con ésta se pueden ver en Holtz-Eakin y Schwartz (1995) y Kelejian y Robinson (1997). En este trabajo se utiliza una matriz basada en la importancia del flujo comercial entre regiones, la contigüidad y el tiempo de acceso, explicada con más detalle en el Apéndice.
8. Otros autores consideran como variable de producción el valor añadido. En estos últimos casos, los consumos intermedios no podrán ser incluidos en el modelo. No obstante, en el trabajo de Díaz (1998) se ofrecen algunos resultados que muestran la importancia de utilizar el valor de la producción, en lugar del valor añadido, en el cálculo de las productividades sectoriales y regionales.
9. La función de participación en los costes de los *inputs* intermedios se puede calcular como $s_{Mi,t} = 1 - s_{Li,t}$.
10. Los valores del estadístico F obtenidos cuando se acotó la muestra a los sectores de Industria y Construcción fueron $F(7,194) = 11,4245$ para el primer supuesto de estimación, $F(7,194) = 10,8454$ para el segundo y $F(8,160) = 8,4398$ en el tercero.
11. Los valores del estadístico F construido para contrastar la homogeneidad del término independiente fueron en los tres casos considerados, $F(16,194) = 6,3558$, $F(16,194) = 8,3190$ y $F(14,160) = 16,2988$, respectivamente.
12. Para contrastar la similitud del modelo con estas tres agrupaciones frente al modelo con todas las dummies se utilizó el test de la F . En los tres casos se aceptaron las agrupaciones, ya que los valores del estadístico fueron: $F(4,194) = 1,0337$, $F(4,194) = 1,0275$ y $F(3,160) = 3,5725$.
13. Ver, por ejemplo, Green (2000).
14. Los resultados confirman la existencia de demandas condicionadas positivas de los factores variables, y los signos de las elasticidades precio revelan la concavidad de la función.
15. En este caso, se deben añadir en la función de costes estimada todas las variables relacionadas con los efectos desbordamiento (K_D), que se presentan en el cuadro 1 al final de la primera columna. Para ver la construcción de esta variable, véase el Apéndice.
16. Baleares y Canarias se han eliminado de los resultados presentados, ya que ambas Comunidades no pudieron ser consideradas en el caso de un valor de δ mayor que cero, al no haber información disponible para ellas en el cálculo de los efectos desbordamiento. Véase el Apéndice.
17. Boscá, Escribá y Dabán (1999), para el sector industrial, obtienen precios sombra muy reducidos y próximos a cero en la mayoría de CC.AA., siendo negativos en Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y La Rioja, situándose por término medio en un valor 0,067. Moreno, López-Bazo y Artís (2002) estiman un precio sombra para la industria de 0,087. En Boscá, Escribá y Murgui (2002), los precios sombra son positivos y de mayor cuantía, resultando ser por término medio de 0,267. No obstante, habría que señalar que estos autores modelizan el sector productivo privado mientras que en nuestra muestra no se incluyen los servicios destinados a la venta, los cuales constituyen más de la mitad del volumen del PIB en la mayoría de las regiones. En este sentido, comprobamos que si se ampliaba la muestra al sector productivo privado, aun cuando no se tuvieran en cuenta los efectos desbordamiento, el precio sombra del capital público era positivo, en torno a 0,046, y el precio sombra del capital privado, 0,111. Como se observa, los resultados acerca del precio sombra del capital público siguen siendo muy distintos en cuantía, diferencias que podrían provenir del hecho de que estos autores utilizan en su estimación como forma funcional una Generalizada de Leontief, o como fuente estadística para el *stock* de capital (privado y público) la base BD.MORES. Hay que hacer notar igualmente, que los precios sombra están afectados por la unidad de medida. En este sentido, habría que tener en cuenta que los datos utilizados en los diferentes estudios se hallan en términos constantes de años diferentes.
18. En los trabajos existentes que se centran en el sector industrial, el precio sombra para el capital privado es 0,266 (Boscá, Escribá y Dabán, 1999) y 0,0287 (Moreno, López-Bazo y Artís, 2002). Estos resultados serían comparables con el precio sombra para el capital privado que se obtiene cuando $\delta = 0$, concretamente, 0,138.

19. Nuestra media no incluye las comunidades de Baleares y Canarias por razones ya comentadas. Si estas CC.AA. fuesen tenidas en cuenta, la elasticidad del *output* respecto al capital privado se situaría en 0,120.
20. Todos los datos procedentes de esta base se presentaban en pesetas constantes de 1980, por lo que hubo que proceder a un cambio de base al año 1986, con el objeto de que fuesen homogéneos con las series de *stock* de capital público y privado.

Referencias

- Avilés, A., R. Gómez y J. Sánchez-Maldonado (1996), “Los efectos de la infraestructura sobre los costes, producción y demanda del sector privado. El caso de España”, *Documento de Trabajo n.º 4/1996*, Dpto. de Teoría e Historia Económica, Universidad de Málaga.
- Avilés, A., R. Gómez y J. Sánchez-Maldonado (1998), “La productividad de la infraestructura pública en la producción privada: una aproximación por CC.AA.”, *Documento de Trabajo n.º 3/1998*, Dpto. de Teoría e Historia Económica, Universidad de Málaga.
- Avilés, A. (2001), *El impacto de la infraestructura pública sobre la actividad privada. Un análisis por regiones y ramas de actividad en la economía española*, Investigaciones, INV. n.º 6/01, Instituto de Estudios Fiscales.
- Avilés, A., R. Gómez y J. Sánchez-Maldonado (2001), “The effects of public infrastructure on the cost structure of Spanish industries”, *Spanish Economic Review*, 3 (2): 131-150.
- Avilés, A., R. Gómez y J. Sánchez-Maldonado (2001), “Capital público y efectos desbordamiento. Un análisis del impacto de las infraestructuras sobre la actividad privada por Comunidades Autónomas”, FEDEA 2001-22.
- Berndt, E. y B. Hansson (1991), “Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden”, NBER 3842.
- Boscá, J. E., F. J. Escribá y T. Dabán, (1999), “Capital privado e infraestructuras en la producción industrial regional”, *Revista de Economía Aplicada*, 21: 61-94.
- Boscá, J. E., F. J. Escribá y M. J. Murgui (2002), “The effect of public infrastructure on the private productive sector of Spanish regions”, *Journal of Regional Science*, 42 (2): 301-326.
- Conrad, K. y H. Seitz (1994), “The economic benefits of public infrastructure”, *Applied Economics*, 26: 303-311.
- Corugedo, I. *et al.* (1994), “Efectos del MAC 1989-93 sobre el crecimiento y la distribución de la renta regional”, en *Evaluación del Marco de Apoyo Comunitario 1989-1993*, vol. II, FEDEA.
- Chicote, A. (1995), “Capital público y productividad: un análisis para las Comunidades españolas”, *CEMFI*, 26-6-1995.
- De la Fuente, A., R. Caminal, J. M. Esteban y X. Vives (1994), “Infraestructuras y productividad”, en *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*, vol. 1, IAE.
- De la Fuente, A. (1996), “Infraestructuras y productividad: un panorama y algunos resultados para las regiones españolas”, WP UAB-IAE 52.96.
- De la Fuente, A. (1999), “On the determinants of cost performance and the decomposition of returns to scale measures in the presence of quasi-fixed inputs. A comment on Morrison and Schwartz (1996) and related work”, WP UAB-IAE 445.00.

- Díaz, A. (1998), *Series de consumos intermedios por ramas de actividad y regiones españolas, 1980-1993*, mimeo, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Diewert, W. (1986), "The measurement of the economic benefits of infrastructure services", en M. Beckmann and W. Krelle (eds.), *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, NO. 278, Berlin-Heidelberg.
- Draper, M. y J. A. Herce (1994), "Infraestructuras y crecimiento: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, 6: 129-168.
- FBBV (1995), *El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*, vols. I, II y III.
- Gil, C., P. Pascual y M. Rapún (1998), "Public capital, regional productivity and spatial spillovers", *Documento de trabajo, 9811*, Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra.
- Goerlich, F. J. y M. Más (2001), "Capitalización y crecimiento, volumen I", *La evolución Económica de las Provincias Españolas (1955-1998)*, Fundación BBVA.
- Green, W. H. (2000), *Econometric analysis*, 4.^a edition, Prentice Hall International Inc.
- Holtz-Eakin, D. y A. E. Schwartz (1995), "Spatial productivity spillovers from public infrastructure: evidence from state highways", *International Tax and Public Finance*, 2: 459-468.
- Kelejian, H. y D. Robinson (1997), "Infrastructure productivity estimation and its underlying econometric specifications: a sensitivity analysis", *Papers in Regional Science: The Journal of the RSAI* 76, 1: 115-131.
- Lynde, C. y J. Richmond (1992), "The role of public capital in production", *The Review of Economics and Statistics*, 74: 37-44.
- Martínez, D. (2000), *Is there any relationship between public investment and economic growth in the Spanish regions?*, WP 0002/n.º 13, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Jaén.
- Martínez, D. (2001), *Relaciones entre inversión pública y privada. El caso de las regiones españolas, 1965-1995*, mimeo, Universidad de Jaén.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994), "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, 198: 207-241.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1996), "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions", *Regional Studies*, 7 (30): 640-649.
- Moreno, R., M. Artís, E. López-Bazo y J. Suriñach (1997), "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth", *International Journal of Development Planning Literature*, 12 (1-2): 81-108.
- Moreno, R., E. López-Bazo y M. Artís (2002), "Public infrastructure and the performance of manufacturing industries: short-and long-run effects", *Regional Science and Urban Economics*, 32: 97-121.
- Morrison, C. J. y A. M. Schwartz (1996), "State infrastructure and productive performance", *American Economic Review*, 86: 1095-1111.
- Nadiri, I. y T. Mamuneas (1994), "The effects of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of US manufacturing industries", *Review of Economics and Statistics*, 76: 22-37.

Pfähler, U., J. Hofmann y W. Bönte (1996), "Does extra public infrastructure capital matter?", *Finanzarchiv N.F.* 53: 68-112.

Rovolis, A. y N. Spence (2002), "Duality theory and cost function analysis in a regional context: the impact of public infrastructure capital in the Greek regions", *The Annals of Regional Science*, 36 (1): 55-78.

Seitz, H. (1994), "Public capital and the demand for private *inputs*", *Journal of Public Economics*, 54: 287-307.

Seitz, H. y G. Licht (1995), "The impact of public infrastructure capital on regional manufacturing production costs", *Regional Studies*, 29: 231-240.

Sturm, J. E. (1998), *Public capital expenditure in OECD countries*. Edward Elgar Publishing.

Abstract

This paper presents a study of the impact of the public infrastructure on private activity of industry and construction sectors for the Spanish regions from 1980 to 1993. Using a cost function approach, we derive short and long-run effects of public and private capital investments on output. Indeed, the possibility of the existence of spillover effects is always considered.

Keywords: Public infrastructure, spillover effects, cost function, productivity.

JEL Classification: D21, H54, O47.

