

---

# La productividad de la infraestructura pública en Andalucía

C. Alicia AVILÉS ZUGASTI  
Rosario GÓMEZ GARCÍA\*

## 1. Introducción

La producción generada por las empresas del sector privado de una región o país depende de una diversidad de factores: de la tecnología disponible dado el progreso técnico existente, de la cantidad de factores fijos y variables utilizados, de los precios de dichos factores en el mercado y de otras variables que, aunque fuera del control de las empresas afectan a su productividad. Es entre estas últimas variables donde la infraestructura pública desempeña un papel fundamental. De esta forma, la inversión en capital público relacionado directamente con la actividad productiva suele ejercer un efecto beneficioso sobre la generación de output, y aunque los resultados de diferentes estudios realizados al efecto en distintos marcos y países pueden señalar a veces lo contrario, se suele repetir de forma general la conclusión de la existencia de una productividad positiva para el capital público.

En este contexto, si la tasa de crecimiento de la productividad en el sector privado comienza a caer, como ocurrió a partir de 1975 en varios países de la OCDE, la explicación podría estar en factores puramente privados o, por el contrario en una disminu-

ción de los stocks de infraestructura pública, como diversos artículos y estudios terminan por concluir.

Los trabajos más recientes dedicados al análisis aplicado del impacto de la inversión o del stock de infraestructuras públicas sobre la actividad económica privada pueden dividirse en dos bloques, en función del enfoque utilizado. Así, por una parte, una línea de estudio se centra en el *enfoque de la función de producción*, mientras que el resto emplea el denominado *enfoque de la dualidad*.

En el *enfoque de la función de producción* se regresan normalmente, bien diversas medidas de productividad de los inputs privados, bien el propio output, sobre variables usuales, entre las que se hace figurar el stock de capital público, con el objeto de obtener resultados acerca de la significación de este último. En esta línea se encuentran, por ejemplo, los trabajos de Ratner (1983), Aschauer (1989a, 1989b), Lynde (1992), así como el de Mas *et alia* (1995) para el caso de España.

Las especificaciones más utilizadas de la función de producción referida son la forma Cobb-Douglas y la especificación translogarítmica. Estas funciones presentan, no obstante, serias limitaciones, entre las cua-

---

(\*) R. Gómez agradece la financiación de la DGICYT a través del proyecto con número de referencia PS94-0111.

les se pueden destacar la imposición a priori de relaciones explícitas de sustituibilidad o insustituibilidad entre inputs, el posible sesgo cometido por la presencia de simultaneidad o causación inversa, así como la imposibilidad de determinar a partir de la función de producción, exclusivamente, si el nivel de capital público alcanza su nivel eficiente.

Para superar estas y otras limitaciones presentes en el *enfoque de la función de producción* surge como línea de trabajo independiente el llamado *enfoque de la dualidad*. En este enfoque se analiza el efecto del capital público sobre el sector privado de la economía, a través de la estimación, fundamentalmente, de funciones de costes, donde se introduce el capital público como un factor fijo productivo impagado. La productividad del capital público es entonces recuperada haciendo uso de la teoría de la dualidad, pudiéndose, además, obtener resultados acerca del precio sombra de la infraestructura pública, de su nivel óptimo o de su impacto sobre la productividad y demanda de los factores privados.

Como es sabido, cualquier función de los precios de los inputs utilizados,  $w$ , y del output generado,  $X$ , referida a una empresa particular o a un conjunto de ellas, que sea homogénea de grado uno, no decreciente, cóncava y continua en  $w$  es la función de costes correspondiente a alguna tecnología bien definida. En este sentido, la estimación de funciones de coste no impone restricciones de ninguna clase sobre la tecnología que las genera, así como resulta ser inmune a los problemas de causación inversa. Estas cualidades, junto a la mayor riqueza de resultados a obtener, hacen del *enfoque de la dualidad* una metodología más robusta y adecuada para el análisis de los efectos de la infraestructura respecto al *enfoque de la función de producción*<sup>1</sup>.

La base teórica de esta segunda línea de investigación se debe a Diewert (1986). Por su parte, algunos de los trabajos que utilizan el *enfoque de la dualidad* son los de Berndt y Hansson (1992) para el caso de Suecia, Conrad y Seitz (1992) o Seitz (1994) para Alemania, Morrison y Schwartz (1992) o Nadiri y Mamuneas (1991) para datos de Estados Unidos y Avilés, Gómez y Sánchez (1996) para el caso de España.

Ahora bien, independientemente del enfoque utilizado, la mayoría de estudios dedicados a evaluar el impacto de la infraestructura pública sobre la actividad económica hacen uso de datos nacionales agregados, referidos éstos tanto al sector privado de la economía como al stock de infraestructuras públicas. De esta forma se obvia el hecho de que el acceso a la infraestructura pública por parte de los agentes económicos esté relacionada con el espacio o con la actividad desarrollada, o lo que es lo mismo, se asume que los efectos de desbordamiento de la infraestructura pública tienen un carácter ilimitado dentro del territorio nacional. Algunas excepciones son las de Seitz y Licht (1995) y Seitz (1994) para el caso de Alemania, la de Nadiri y Mamuneas (1991) en Estados Unidos, la de Avilés, Gómez y Sánchez (1996) en España, todas ellas pertenecientes al *enfoque de la dualidad*, o la de Mas *et alia* (1995), en un *enfoque de función de producción*, también en el caso de España.

Centrándonos en los estudios existentes referidos a España que utilizan datos desagregados a nivel de Comunidades Autónomas (CCAA), éstos, por una parte, se basan en el *enfoque de la función de producción*, enfoque inferior al de la dualidad, tal y como se ha comentado anteriormente y, por otra parte, los resultados obtenidos no hacen diferencias en cuanto a las distintas Comunidades consideradas, sino que solamente arrojan luz sobre el comportamiento medio a nivel nacional (Mas *et alia* (1995)). De esta forma, al día de hoy, y hasta donde nuestro conocimiento alcanza, no existe ningún trabajo publicado acerca de cómo afecta la infraestructura pública a la producción y a la estructura de costes de cada una de las diferentes CCAA españolas. Esta es, precisamente, la laguna que en este trabajo se pretende solventar, haciendo siempre una especial referencia a la Comunidad Autónoma andaluza.

El resto del trabajo se estructura como sigue: en primer lugar, se expone el modelo teórico utilizado y su especificación econométrica; en segundo lugar, se describen las variables y la muestra empleadas; en tercer lugar, se detalla el procedimiento de estimación y se presentan los resultados alcanzados.

(1) Ver M. Draper y J. A. Herce (1993).

## 2. El modelo

Supongamos un modelo competitivo de producción en el que las empresas utilizan  $I$  factores productivos,  $y=(y_1, \dots, y_I)$ , con precios  $w=(w_1, \dots, w_I)$ , de forma que el coste de producir un determinado nivel de output,  $X$ , sea mínimo

$$\begin{aligned} & \text{Min } w \cdot y \\ & \text{s.t. } f(y) = X \end{aligned}$$

donde  $f(y)$  es la función de producción de las empresas.

La función de costes mide el coste mínimo de obtener  $X$ , dados los precios de los factores y puede expresarse como el valor de las demandas condicionadas de factores productivos, las cuales son el resultado del problema de optimización anterior

$$c(w, X) = w \cdot y(w, X)$$

A corto plazo, algunos de los  $I$  factores productivos permanecerán fijos, manteniendo un nivel predeterminado, fuera del control de las empresas. En este caso, sea  $a=(a_1, \dots, a_F)$  el vector de factores fijos e  $y=(y_{F+1}, \dots, y_I)$  el vector de factores variables. Ahora, las demandas condicionadas de factores variables dependerán no sólo de los precios de los inputs y del nivel de producción a alcanzar, sino también de las cantidades utilizadas de los factores fijos. La función de coste total a corto plazo puede expresarse entonces como

$$\begin{aligned} c(w, X, a_1, \dots, a_F) &= \sum_{i=F+1}^I w_i y_i(w, X, a_1, \dots, a_F) + \sum_{i=1}^F w_i a_i \\ c(w, X, a_1, \dots, a_F) &= cv(w, X, a_1, \dots, a_F) + cf \end{aligned}$$

donde  $cv(\cdot)$  y  $cf$  representan el coste variable y el coste fijo a corto plazo de las empresas, respectivamente.

En particular, consideraremos un modelo de producción con tres factores productivos. El factor variable es el factor trabajo,  $L$ , con precio  $w$ . Por su parte, supondremos que los niveles de capital privado,  $K_p$ ,

y público,  $K_i$ , no son elegidos óptimamente por las empresas en el corto plazo, por lo que serán considerados como factores fijos. En este sentido, supongamos que la dotación de infraestructuras o capital público constituye un factor productivo impagado por parte de las empresas, cuyo nivel es determinado por instancias públicas al margen del sector privado de la economía y que condiciona todo el proceso productivo, afectando tanto a la demanda del factor variable como a los propios costes de las empresas. Por otra parte, en el modelo se introduce la variable tiempo como índice del progreso técnico.

La función de coste variable a corto plazo de las empresas tiene ahora una forma general

$$cv(w, t, X, K_p, K_i) = w L(w, t, X, K_p, K_i)$$

La función de costes variables a corto plazo permite calcular el coste marginal y la elasticidad-escala, la cual mide el tipo de rendimientos a escala en la producción de forma local

$$e = \frac{cv(\cdot)}{X} \cdot \frac{\partial cv(\cdot)}{\partial X}$$

Si  $e > 1$  los rendimientos serán crecientes a escala, es decir, el coste variable medio es superior al coste marginal; si  $e = 1$  los rendimientos serán constantes y finalmente, si el coste medio es inferior al coste marginal,  $e < 1$ , los rendimientos serán, al menos localmente, decrecientes a escala.

La presencia de dos factores fijos en el modelo, como son el capital privado y el capital público, afectan, como se ha mencionado más arriba, a toda la estructura de costes de las empresas. En este sentido, estaremos interesados en conocer el precio sombra de la infraestructura y del capital privado, los cuales definiremos como el ahorro en costes variables a consecuencia de una variación en el stock de capital público y privado, respectivamente

$$S_{k_i} = - \frac{\partial cv(\cdot)}{\partial K_i} \quad S_{k_p} = - \frac{\partial cv(\cdot)}{\partial K_p}$$

El signo del precio sombra de los factores fijos dependerá de la tecnología empleada por las empresas y en particular, de las relaciones de complementariedad o sustituibilidad entre factores fijos y factor variable. Así, si se produce un aumento en la dotación de capital público (o privado) y éste es sustitutivo del factor variable, el incremento tendrá como consecuencia una reducción en el coste variable de las empresas y el precio sombra del capital público (privado) será positivo. Si la relación entre factores fijos y factor variable es de complementariedad, el signo esperado del precio sombra será el opuesto.

Finalmente, uno de los principales objetivos de este trabajo consiste en conocer el impacto de la infraestructura pública sobre la actividad productiva de las distintas CCAA, ya sea a través de sus efectos sobre la demanda del factor variable como sobre el nivel de producción. Este análisis se extenderá al caso del capital privado. En este sentido, intentaremos conocer la productividad de los factores fijos, la cual es recuperable en el modelo haciendo uso del teorema de la envolvente o de la función implícita

$$\frac{\partial X}{\partial K_p} = \frac{S_{K_p}}{\frac{\partial cv(\cdot)}{\partial X}} \quad \frac{\partial X}{\partial K_I} = \frac{S_{K_I}}{\frac{\partial cv(\cdot)}{\partial X}}$$

La función elegida para ser utilizada en la estimación de la función de coste variable de las empresas es la transcendental logarítmica. La elección ha estado basada en la flexibilidad de la función para adecuarse a cualquier tipo de tecnología productiva sin la necesidad de imponer restricciones a priori sobre los rendimientos a escala. Por otra parte, la función tiene la ventaja de que las ecuaciones de participación de los factores variables en el coste son lineales en las variables relevantes. En nuestro caso la especificación de la función de costes es la siguiente

$$\begin{aligned} \ln cv = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln w + \beta_1 t + \beta_2 \ln X + \beta_3 \ln K_I + \beta_4 \ln K_p + \\ & + \frac{1}{2} \eta_{11} (\ln w)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{11} t^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22} (\ln X)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33} (\ln K_I)^2 + \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{44} (\ln K_p)^2 + \delta_{11} t \ln w + \delta_{12} \ln w \ln X + \delta_{13} \ln w \ln K_I + \\ & + \delta_{14} \ln w \ln K_p + \lambda_{12} t \ln X + \lambda_{13} t \ln K_I + \lambda_{14} t \ln K_p + \\ & + \lambda_{23} \ln X \ln K_I + \lambda_{24} \ln X \ln K_p + \lambda_{34} \ln K_I \ln K_p \end{aligned}$$

Para que la función de costes sea homogénea de grado 1 en los precios de los inputs variables, deberán verificarse las restricciones

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= 1 \\ \eta_{11} &= \delta_{11} = \delta_{12} = \delta_{13} = \delta_{14} = 0 \end{aligned}$$

Si las anteriores restricciones se verifican, la función de costes puede expresarse de forma alternativa como

$$\begin{aligned} \ln \frac{cv}{w} = & \alpha_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln X + \beta_3 \ln K_I + \beta_4 \ln K_p + \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{11} t^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22} (\ln X)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33} (\ln K_I)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{44} (\ln K_p)^2 + \\ & + \lambda_{12} t \ln X + \lambda_{13} t \ln K_I + \lambda_{14} t \ln K_p + \lambda_{23} \ln X \ln K_I + \\ & + \lambda_{24} \ln X \ln K_p + \lambda_{34} \ln K_I \ln K_p \end{aligned}$$

donde se ha dividido el coste variable por el precio del factor trabajo.

En las próximas secciones se describen las variables y los datos utilizados, así como se relacionan los resultados alcanzados.

### 3. Los datos

Para el análisis aplicado de una función de costes representativa del sector privado de las CCAA, cuyo objeto es el de analizar el efecto del capital público sobre la producción, ha sido necesario conseguir información estadística de las variables incluidas en la misma, en este caso, valor de la producción, remuneración media por asalariado (que multiplicada por el número de asalariados constituye el coste variable), stock neto de capital público y stock neto de capital privado. Cabe advertir que la laguna estadística existente para la economía española se agudiza si se atiende a unidades territoriales menores como es nuestro caso (Comunidades Autónomas). En cualquier caso, la referencia básica para cualquier estudio por regiones es la Contabilidad Regional de España, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, con estimaciones de macromagnitudes para el período 1980-1987 con base 1980 y para 1986-1992 con base 1986, y posteriormente enlazadas con base 1986. Ahora bien, esta homogeneización de las principales macromagnitudes no es suficiente, por cuanto se presentan en pesetas corrientes. La necesidad de tener la evolución de la producción en pesetas constantes nos ha llevado a utilizar una estimación alternativa realizada por Díaz y Taguas (1995), los cuales presentan una desagregación sectorial y regional del Valor añadido por regiones y ramas de actividad, tanto en pesetas corrientes como constantes, obtenidas estas últimas bajo la hipótesis de considerar las regiones como combinaciones lineales de las ramas de actividad, por lo que la evolución del deflactor del PIB depende del grado de especialización productiva de las regiones.

Para la estimación de la función de costes se ha utilizado información referida a las CCAA españolas entre 1980 y 1991. Las fuentes de información utilizadas han sido la estimación arriba comentada, para el *valor de la producción*, la Contabilidad Regional de España para la *remuneración de asalariados y empleo asalariado*, completando el modelo con series de *capital público y privado* procedentes de las estimaciones de los stocks de capital elaboradas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y publicadas por la Fundación BBV.

Concretando, la estimación de la función de costes requiere de la utilización de las variables incluidas en la especificación general:

$$cv = cv(w, t, X, K_p, K_p)$$

donde  $w$  es la ganancia media por asalariado;  $K_t$  el stock neto de capital público;  $K_p$  el stock neto de capital privado y  $X$ , el valor de la producción. La variable tiempo,  $t$ , como variable índice del progreso técnico, toma valores desde 1 hasta 12, dada la longitud del período considerado: 1980-91.

La disponibilidad de dichos datos desagregados por CCAA ha permitido su uso en el proceso de estimación, excluyéndose los servicios no destinados a la venta, que englobarían los servicios generales de la Administración Pública (educación, sanidad etc.), acotándose el campo de análisis al sector privado, objeto de nuestro estudio. A continuación, y de forma breve, se detalla el procedimiento de elaboración de dichas series para posibilitar la inclusión de las mismas en el modelo especificado.

*Valor de la Producción (X)*: Es el Valor Añadido Bruto a precios de mercado en pesetas constantes de 1990. La fuente utilizada ha sido el trabajo de Díaz y Taguas (1995), titulado "Desagregación sectorial y regional del Valor Añadido. El grado de especialización de las regiones españolas". Tomando como punto de partida las series recogidas en este trabajo, en pesetas constantes de 1980, se ha realizado un cambio de base a 1990, con el fin de homogeneizar todas las series utilizadas en el estudio, y además se ha eliminado la producción de los servicios no destinados a la venta, partida restada igualmente al resto de variables procedentes de la Contabilidad Regional de España.

*Salario pagado a los trabajadores (w)*: Se ha obtenido de la Contabilidad Regional, concretamente de las publicaciones: Contabilidad Regional de España, serie 1980-1987 con base 1980, serie 1986-1990 con base 1985/1986 y 1988-1992 con base 1986. Lógicamente, para disponer de una serie homogénea en el período considerado, se procedió al enlace de dichas series en pesetas corrientes. A partir del concepto Remuneración de Asalariados se obtuvo la ganancia media, dividiendo dicha magnitud por el número total de

empleados asalariados, y en segundo lugar, se deflactó por el índice de precios del PIB, obtenido como el cociente del VAB en pesetas corrientes y el VAB en pesetas constantes de 1990, para obtener la ganancia real por empleado asalariado. El número de empleados asalariados en cada Comunidad Autónoma procede también de la Contabilidad Regional.

*Costes variables (cv)*: Son los costes en los que incurren las empresas en el proceso productivo, en nuestro caso, los costes del factor trabajo en pesetas constantes de 1990.

*Stocks de capital público y privado ( $K_I$  y  $K_P$ )*: Proceden de las series elaboradas por el IVIE. El capital público utilizado es la agregación del stock neto de capital público en millones de pesetas constantes de 1990, del capital público considerado directamente productivo, esto es, carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas, puertos, ferrocarriles y autopistas. Por último, las series de capital privado, son las elaboradas por el IVIE, desagregadas para cada Comunidad Autónoma y en millones de pesetas constantes de 1990.

#### 4. Los resultados

Tomando como punto de referencia los modelos deterministas con panel de datos, se ha estimado una función de costes con información para las 17 CCAA en un período de 12 años. Al disponerse de varias unidades muestrales, cada una de ellas para varios años, se podría pensar en estimar una función de costes con términos independientes y pendientes distintas y realizar los tests de homogeneidad correspondientes, recogiendo así, de una forma simultánea, las pautas de comportamiento descritas por las variables. No obstante, este procedimiento implicaría la estimación de un número muy elevado de parámetros, que sólo sería posible si se dispusiese de un gran número de años o de menor número de unidades muestrales.

Por otra parte, la naturaleza de los efectos latentes individuales a cada Comunidad y que subyacen en el comportamiento de sus variables, puede ser considerada determinista, ya que en este análisis se recogen todas

las unidades de decisión del fenómeno analizado, en este caso, la economía española. En el proceso de estimación se introducen variables ficticias en el término independiente, distintas para cada unidad muestral, suponiendo, pues, que el resto de parámetros en la función son comunes a todas ellas. Esto es, se supone que los efectos de las variables explicativas son iguales en todas las submuestras, y la posible heterogeneidad queda recogida en los términos independientes: los niveles medios de las variables endógenas serán diferentes a igualdad de valores medios en las variables explicativas, y estas diferencias serán mayores cuanto mayor sea el valor que toma el término independiente.

En el cuadro 1 se relacionan las estimaciones de los parámetros incluidos en la función de costes especificada.

La mayoría de los parámetros son significativamente distintos de cero, siendo no significativos los que acompañan a la variable tiempo y a las variables  $\ln K_P$ ,  $(\ln X)^2$ ,  $(\ln K_P)^2$ ,  $\ln X \ln K_I$ . Por otra parte, se ha contrastado la igualdad de términos independientes (1) frente al modelo con variables ficticias, aceptándose la significación de éstas últimas. Así, estas variables (recogidas en el cuadro 2) señalarían los efectos específicos en cada Comunidad Autónoma.

En el cuadro 3 se muestran los resultados obtenidos acerca de la productividad de los factores fijos en términos de elasticidad, de sus precios sombra y acerca de la elasticidad escala, todos ellos diferenciados por CCAA.

En la columna 1 del cuadro 3 aparece recogida la productividad de la infraestructura. Dicha productividad es positiva en todas las CCAA excepto en cuatro: Aragón, Castilla la Mancha, Extremadura y Navarra. De esta forma, el impacto de la inversión en infraestructura ligada a la actividad productiva de forma más directa no siempre genera un efecto beneficioso sobre el output de las regiones.

En términos de elasticidad, la productividad de la infraestructura es alta, relativamente, en las Comunidades de La Rioja, Madrid, Baleares, Cataluña y Valencia. Las CCAA de más baja productividad, sin llegar a ser negativa, son Cantabria, Asturias, Castilla-León y Canarias.

**Cuadro 1.** Resultados de la estimación de la función de costes para las 17 CCAA españolas en el período 1980-1991

Parámetro	Estimación	t-ratio
$\beta_1$	0,0316	0,593
$\beta_2$	-2,8384	-2,258
$\beta_3$	2,0343	2,254
$\beta_4$	-0,9197	-0,494
$\gamma_{11}$	0,0068	10,758
$\gamma_{22}$	-0,4188	-1,020
$\gamma_{33}$	0,3773	2,143
$\gamma_{44}$	-0,3257	-0,823
$\lambda_{12}$	0,0384	3,836
$\lambda_{13}$	-0,0104	-1,953
$\lambda_{14}$	-0,0327	-3,141
$\lambda_{23}$	-0,1647	-0,987
$\lambda_{24}$	0,7410	1,933
$\lambda_{34}$	-0,3061	-2,059
$R^2$	99,85	Test homogeneidad (1)
std-resid	0,03457	$F(16,174) = 33,64$

**Cuadro 2.** Efectos fijos estimados por CCAA

CCAA	efectos fijos est.
<b>Andalucía</b>	<b>12,4464</b>
Aragón	12,4286
Asturias	12,4106
Baleares	12,1086
Canarias	12,5231
Cantabria	12,1581
Castilla-León	12,3406
Castilla-La Mancha	12,4276
Cataluña	12,2028
Com. Valenciana	12,4235
Extremadura	12,3014
Galicia	12,4060
Madrid	12,1531
Murcia	12,4000
Navarra	12,4116
País Vasco	12,5374
La Rioja	11,9853

**Cuadro 3.** Productividad (elasticidad) y precio sombra de los factores fijos. Elasticidad escala

CCAA	$\eta_{X,KI}$ (1)	$\eta_{X,KP}$ (2)	$S_{KI}$ (3)	$S_{KP}$ (4)	e (5)
<b>ANDALUCÍA</b>	<b>0,32</b>	<b>-1,26</b>	<b>0,231</b>	<b>-0,09</b>	<b>1,66</b>
Aragón	-0,36	-1,92	-0,097	-0,08	3,70
Asturias	0,17	-1,62	0,100	-0,10	2,71
Baleares	0,72	-2,36	0,633	-0,13	2,80
Canarias	0,03	-1,88	0,012	-0,09	3,12
Cantabria	0,32	-1,71	0,181	-0,07	2,92
Castilla-León	0,11	-1,27	0,052	-0,08	2,11
Castilla-Mancha	-0,05	-1,32	-0,015	-0,06	2,56
Cataluña	0,60	-1,45	1,092	-0,18	1,45
C.Valenciana	0,42	-1,17	0,461	-0,10	1,52
Extremadura	-0,26	-0,90	-0,071	-0,03	2,70
Galicia	0,36	-1,60	0,225	-0,09	2,13
Madrid	0,82	-1,85	2,235	-0,25	1,63
Murcia	0,36	-2,07	0,173	-0,09	3,03
Navarra	-2,60	-8,82	-0,184	-0,10	16,34
País Vasco	0,36	-2,07	0,259	-0,16	2,57
La Rioja	1,89	2,84	-0,185	-0,06	-5,82
<b>Media</b>	<b>0,19</b>	<b>-1,79</b>	<b>0,30</b>	<b>-0,10</b>	<b>2,77</b>

Con el objeto de comprender mejor la relación existente entre el output regional y la infraestructura pública, se procedió a definir la variable  $Z$  como la participación media del período 1980-91 del Valor añadido bruto de cada Comunidad Autónoma en el Valor añadido bruto nacional, dividido por la participación media del período de la infraestructura pública de cada Comunidad en el total nacional. Posteriormente se regresó la variable  $Z$  sobre los resultados obtenidos en la estimación acerca de la productividad regional de la infraestructura, llegando a la siguiente conclusión:

$$Z = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{17} VAB_i}{\sum_{i=1}^{17} K_{I_i}}}{\sum_{i=1}^{17} K_{I_i}} = -3,3982 + 0,0475 \left( \frac{\partial X}{\partial K_I} \right)_i$$

Así, la relación entre  $Z$  y la productividad de la infraestructura resultó ser positiva y significativa, con lo que es de esperar que las CCAA con alta participación en el VAB nacional y/o baja participación en el nivel de infraestructura nacional posean un alto índice de productividad de la infraestructura pública. Por el contrario, las CCAA con baja participación en el VAB nacional y/o alta participación en el total de infraestructura pública presentarán una baja productividad de su infraestructura. La excepción a esta afirmación la constituye La Rioja, la cual se sitúa en el puesto 16 del ranking en la variable  $Z$ , mientras que ostenta el tercer puesto en el ranking de productividad de la infraestructura pública, en términos de nivel. Este comportamiento anómalo de la Comunidad Autónoma de La Rioja se extiende a todos los resultados obtenidos en este trabajo.

Centrándonos en el caso de Andalucía, la productividad de la infraestructura resulta ser positiva. Así, un aumento (reducción) del 1% en la dotación de infraestructura pública tendría como consecuencia un aumento (reducción) del 0,32% del nivel de output

regional. Dicha variación es, desde luego, muy importante, dado que Andalucía, por término medio en el período 1980-91, se sitúa en el tercer puesto de participación en el VAB nacional.

En la columna 2 del cuadro 3 se recoge la productividad del capital privado en elasticidad. Exceptuando a La Rioja, dicha productividad resulta ser negativa en todas las CCAA, lo cual puede señalar una saturación de capital privado en las distintas regiones. Esta posible saturación podría estar debida a una dotación insuficiente de trabajo e infraestructura pública en las CCAA, dados los stocks de capital privado. Las productividades más bajas aparecen en Navarra, Baleares, Murcia y País Vasco. Les siguen Aragón, Canarias, Madrid, Cantabria, Asturias y Galicia.

En el caso de Andalucía, la productividad del capital privado en elasticidad es -1,26, una de las más altas en el total de CCAA. Concretamente, la productividad del capital privado en Andalucía es la cuarta más alta de España.

En la columna 3 del cuadro 3 aparece el precio sombra de la infraestructura para cada una de las CCAA. Aumentos en la dotación de infraestructura resultan en una reducción de costes variables para todas las CCAA, si exceptuamos a Aragón, Castilla la Mancha, Extremadura, Navarra y La Rioja. En estas últimas, la inversión en infraestructura pública aumenta el coste laboral de las empresas ubicadas en la región, lo que indica una relación de complementariedad entre la infraestructura pública y el factor trabajo. Por el contrario, en el resto de CCAA, el precio sombra del capital público es mayor que cero, señalando el valor positivo que las empresas otorgan a la existencia de infraestructura pública en la región, vía reducción de sus costes, al existir una relación de sustituibilidad entre el capital público y el factor trabajo.

Las regiones donde mayor es el precio sombra del capital público son Madrid, Cataluña, Baleares, Valencia, País Vasco y Andalucía. Es en estas CCAA donde socialmente se concede un mayor valor a la infraestructura pública.

En la columna 4 del cuadro 3 se muestra el precio sombra del capital privado. Este es negativo en todas las CCAA, es decir, la inversión en capital privado

aumenta el coste variable de las empresas en todas las regiones, evidenciándose una relación de complementariedad entre el capital privado y el factor trabajo, esto es, aumentos (reducciones) en la dotación de capital privado llevan aparejados aumentos (reducciones) en el nivel de empleo de la región.

En el caso de Andalucía no se observa un resultado muy diferente al de las demás CCAA. De esta forma, el precio sombra del capital privado en Andalucía (-0,09) se sitúa ligeramente por encima de la media a nivel nacional (-0,10).

Finalmente, en la columna 5 del cuadro 3 aparecen los resultados obtenidos sobre la elasticidad-escala a nivel regional. Todas las CCAA, excepto La Rioja, presentan localmente rendimientos crecientes a escala. Así, aumentos (reducciones) simultáneos en la dotación de trabajo, capital público y privado, determinan aumentos (reducciones) más que proporcionales en el nivel de producción regional. Este es también el caso de Andalucía.

## 5. Conclusión

En este trabajo se ha analizado el impacto de la infraestructura pública y del capital privado sobre los costes empresariales, demanda de trabajo y nivel de producción de las 17 CCAA españolas, para el período comprendido entre 1980 y 1991.

En el caso de Andalucía se obtiene cómo, mientras que la infraestructura pública reduce los costes variables de las empresas ubicadas en la región, el capital privado los aumenta. Así, la infraestructura actúa como factor sustitutivo del trabajo y el capital privado como factor complementario en la producción regional. Por otra parte, la productividad de la infraestructura pública considerada (carreteras, infraestructura hidráulica, ferrocarriles, estructuras urbanas...) es positiva en Andalucía, mostrándose el carácter expansivo y beneficioso de la inversión en capital público sobre el output de la Comunidad Autónoma. La productividad del capital privado es, no obstante, negativa, al igual que en el resto de CCAA españolas (excepto La Rioja), aunque una de las más altas a

nivel nacional. Finalmente, hemos obtenido un carácter de rendimientos crecientes a escala en la producción andaluza, de forma que aumentos simultáneos en los niveles de empleo, infraestructura pública y capital privado conseguirían aumentar más que proporcionalmente la producción y la renta de la Comunidad Autónoma.

En resumen, invertir en infraestructura debe seguir siendo uno de los objetivos de la Comunidad Autónoma andaluza y en períodos de descapitalización privada y desempleo debe ser objetivo prioritario, ya que aumentar la dotación de capital público sería la única forma de evitar una reducción drástica en el nivel de producción de la región.

## Bibliografía

- Avilés Zugasti, C.A., Gómez García, R. y Sánchez Maldonado, J. (1996). "Los efectos de la infraestructura pública sobre los costes, producción y demanda del sector privado. El caso de España", *Doc. de Trabajo del Dpto de Teoría e Historia Económica de la Universidad de Málaga*, nº4.
- Aschauer, D. (1989a), "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200.
- Aschauer, D. (1989b), "Does public capital crowd out private capital?", *Journal of Monetary Economics* 24, 181-188.
- Berndt, E. y Hansson, B. (1992). "Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden", *Scandinavian Journal of Economics* 94, 151-168.
- Conrad, K. y Seitz, H. (1992), "The public capital hypothesis: the case of Germany", *Recherches Economiques de Louvain* 58, 309-328.
- Díaz, A. y Taguas, D. (1995). "Desagregación sectorial y regional del Valor añadido. El grado de especialización de las regiones españolas". *Doc. de Trabajo* 95008, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Diewert, W. (1986), *The measurement of the economic benefits of infrastructure services*, Springer-Verlag, Heidelberg New York.
- Draper, M. y Herce, J.A. (1993), "Infraestructuras", FEDEA, doc. trabajo 93-07.
- FBBV (1995), *El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*, vols. I, II y III.
- INE (1990), *Contabilidad Regional de España. Base 1980. Serie contable 1980-1987*.
- INE (1992), *Contabilidad Regional de España. Base 1985/86. Serie contable 1986-1990*.
- INE (1993), *Contabilidad Regional de España. Base 1986. Serie contable 1988-1992*.
- Lynde, C. (1992), "Private profit and public capital", *Journal of Macroeconomics* 14, 125-149.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1993), "Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público". *Papeles de Economía Española* 56.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1995), "Infrastructures and productivity in the spanish regions", *IVIE WP-EC* 95-10.
- Morrison, C. y Schwartz, A. (1992), "State infrastructure and productive performance", *NBER Working Paper* 3981, National Bureau of Economic Research, New York.
- Nadiri, I. y Mamuneas, T. (1991), "The effect of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of US manufacturing industries", *NBER Working Paper* 3887, National Bureau of Economic Research, New York.
- Ratner, J. (1983), "Government capital and the production function for US private output", *Economic Letters* 13, 213-217.
- Seitz, H. (1993), "The economic benefits of the public road network: a dual approach to the analysis of public infrastructure", *Ann Regional Science* 27, 223-239.
- Seitz, H. (1994), "Public capital and the demand for private inputs", *Journal of Public Economics* 54, 287-307.
- Seitz, H. y Licht, G. (1995), "The impact of public infrastructure capital on regional manufacturing production costs", *Regional Studies* 29, 231-240.