

# EFECTO DESBORDAMIENTO DE LAS INFRAESTRUCTURAS: EVIDENCIA A PARTIR DE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS

**RODRÍGUEZ-VÁLEZ, JORGE**

Departamento de Economía-Universidad de León  
Instituto L.R.Klein (Centro Stone)-Universidad Autónoma de Madrid  
correo-e: [jorge.rodriguez@unileon.es](mailto:jorge.rodriguez@unileon.es)

**ARIAS SAMPEDRO, CARLOS**

Departamento de Economía  
Universidad de León  
correo-e: [deecas@unileon.es](mailto:deecas@unileon.es)

## RESUMEN

El papel que las infraestructuras o capital público productivo juegan en el crecimiento económico ha recibido una atención muy considerable desde finales de la década de 1980. Trabajos previos han analizado cuestiones sobre el valor de la elasticidad, la mayor o menor productividad de cada componente, o la existencia de efectos desbordamiento (*spillover*) de las dotaciones de capital público entre distintos territorios. Ahora bien, la mayor parte de esos estudios son abordados desde el punto de vista de las funciones de producción medias. En este trabajo estimamos una frontera estocástica para las regiones españolas, lo cual nos permite analizar una doble vía por la cual las infraestructuras inciden en la producción de las regiones: influyendo en la productividad y condicionando su eficiencia. La especificación adoptada nos permite contrastar la existencia de efectos *spillover*. Además, se comprueba la relevancia de la ratio de composición del capital de la economía, controlado por nivel de capital y superficie, como determinante de la eficiencia.

*Palabras clave: Infraestructuras, efecto desbordamiento, frontera estocástica, eficiencia.*

## **1. Introducción.**

El papel de las infraestructuras o capital público productivo en el crecimiento económico ha recibido una atención muy considerable desde finales de la década de 1980. Los resultados obtenidos por Aschauer (1989a,b) y, sobre todo, las implicaciones de política económica que de los mismos se derivaban, abrieron una amplia línea de investigación con múltiples ramificaciones. Así, de los estudios iniciales sobre el valor de la elasticidad *output* del capital público se ha pasado a analizar aspectos tan variados como la sensibilidad ante los distintos tipos de capital público, social o productivo (y dentro de este último distinguiendo por sus componentes), el grado de influencia sectorial, las diferencias entre regiones y países en tales valores de la elasticidad y, más recientemente, la posibilidad de que la productividad de las infraestructuras “desborde” el ámbito geográfico en el que se encuentran localizadas (efecto *spillover*).

El trabajo empírico sobre esta cuestión se ha caracterizado por la alta discrepancia en cuanto a los resultados alcanzados. Tales discrepancias se han atribuido a las diferencias en la especificación de los modelos, niveles de agregación, métodos de estimación y fuentes de los datos, a lo que se añade la existencia de problemas econométricos no convenientemente resueltos. Un problema de especificación es la omisión de variables relevantes. En este sentido, sólo recientemente se ha empezado a incluir en la modelización el nivel de eficiencia alcanzado por las unidades muestrales. Sin embargo, parece razonable pensar que la eficiencia debe jugar un papel importante en la explicación de la evolución de la productividad.

Por ello, de la utilización inicial de un enfoque de funciones de producción (o coste) medias se ha pasado a la utilización del enfoque de fronteras de producción. La estimación de una frontera de producción no sólo nos permite modelizar la existencia de comportamientos específicos de las unidades muestrales (regiones en nuestro caso) no relacionados exclusivamente con las dotaciones de factores productivos, sino también analizar una doble vía por la cual las infraestructuras inciden en la producción: influyendo en la productividad de los factores productivos privados y condicionando su eficiencia.

El presente trabajo se inscribe en esta línea de investigación. Para ello, se estima una función frontera de producción que permita la inclusión de un conjunto de variables explicativas de la eficiencia (Battese y Coelli, 1995) usando datos de panel de las 17 CC.AA. españolas en el período 1980-1995. Como elementos novedosos se propone, en primer lugar, una especificación que, junto a los factores tradicionales capital privado,

empleo y capital humano, incluye la posibilidad de contrastar la existencia de los llamados efectos *spillover* de la productividad del capital público. El enfoque de frontera estocástica incluyendo efectos desbordamiento se une a la incipiente literatura que utiliza este enfoque para analizar el papel del capital público en la producción. En segundo lugar, entre las variables explicativas de la ineficiencia, se incluye una ratio de composición del capital físico (idea ya recogida en trabajos previos) pero controlando por volumen de tal capitalización y superficie del territorio en el que presta servicios la dotación.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección segunda abordaremos una somera revisión de la literatura empírica que, haciendo uso de funciones de producción medias, ha tratado el papel de las infraestructuras en la productividad. Seguidamente, en la sección tercera, haremos mención al tratamiento del efecto desbordamiento. La cuarta sección está destinada a presentar los detalles de la frontera estocástica utilizada para la estimación posterior. La quinta sección se ocupará de la descripción de los datos utilizados y de la estimación obtenida. Por último, se incluyen unas conclusiones preliminares.

## **2.- La productividad del capital público: una breve revisión.**

El trabajo de Aschauer (1989a) analiza la caída de la productividad de los EE.UU. iniciada en la década de 1970. Efectivamente, aunque fueron numerosos los intentos de explicar esta tendencia, hasta mediados de la década de 1980 se ignoraba el papel que las infraestructuras o capital público productivo podía estar jugando en tal fenómeno. La literatura habitual<sup>1</sup> viene a señalar que, a los trabajos iniciales de Ratner (1983), Eberts (1986), Costa, Ellson y Martín (1987), Deno (1988) y Holtz-Eakin (1988), siguieron los dos que más influencia han tenido y que se suelen considerar como síntesis de la metodología del análisis, como son el ya citado de Aschauer (1989a) y los de Munnell (1990a,b).

Estos trabajos estudian la influencia del capital público en el crecimiento económico a través de funciones de producción<sup>2</sup>, lo cual se ha convertido en la práctica más habitual.

---

<sup>1</sup> Los *surveys* más tradicionalmente utilizados son los de Gramlich (1994), Draper y Herce (1994) y De la Fuente (1996). Algunos trabajos recientes que incorporan buenas revisiones son los de Álvarez, Orea y Fernández (2003) y Fernández y Polo (2001).

<sup>2</sup> Alternativamente la influencia de las infraestructuras se puede estudiar con su dual, esto es, con la función de costes, enfoque igualmente utilizado con profusión. Aplicaciones con datos españoles

Para ello se incluye el capital público como un factor de producción más junto a los *inputs* privados habituales, trabajo y capital:

$$Y = f(A, KP, L, KG) \quad (1)$$

Donde  $Y$  es la producción (total o privada);  $KP$ , el stock de capital privado;  $L$ , el nivel de empleo;  $KG$ , el stock de capital público; y  $A$  mide la productividad total de los factores.<sup>3</sup> Usando una función de producción Cobb-Douglas con las variables expresadas en logaritmos neperianos, podríamos obtener una especificación econométrica para un panel de datos como:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_{KP} \cdot KP_{it} + \beta_L \cdot L_{it} + \beta_{KG} \cdot KG_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde  $\varepsilon$  es una perturbación aleatoria con las propiedades habituales. El elemento clave de la ecuación (2) es el signo y significatividad del parámetro  $\beta_{KG}$ . Si tal parámetro es significativamente mayor de cero, habríamos encontrado evidencia favorable al llamado “efecto Aschauer”, esto es, una relación positiva entre la dotación de infraestructuras y la productividad privada.

Los resultados obtenidos por Aschauer abrieron una prolífica línea de investigación. De este modo, surgieron aplicaciones con datos de series temporales para varios países, junto con aplicaciones que usan datos de panel nacionales y regionales. Ejemplos de aplicaciones con series temporales para España son las de Bajo y Sosvilla (1993), García-Fontes y Serra (1994) o Argimón *et al.* (1994). Entre las aplicaciones con datos de panel se pueden citar la del propio Aschauer (1989b) con datos del G-7 y la de Ford y Poret (1991) para la OCDE ambas, pues, a escala nacional. Para el ámbito regional, sin ánimo de ser exhaustivos, señalamos las realizadas para los Estados de EE.UU en Munnell (1990c), García-Milà y McGuire (1992), Evans y Karras (1994) y Holtz-Eakin (1994). Para España, algunas referencias serían las de Mas *et al.* (1994), Mas *et al.* (1996), las ya citadas de García-Fontes y Serra (1994) y Argimón *et al.* (1994), Dabán y Murgui (1997), y más recientemente Freire y Alonso (2002) o Álvarez, Orea y Fernández (2003). En España contamos, además, con alguna aplicación provincial, como la de Delgado (1998) y la de Moreno y López-Bazo (2003).

---

encontramos en Boscá, Escrivá y Dabán (1999), Boscá, Escrivá y Murgui (2001), Moreno, López-Bazo y Artís (2002) y Avilés, Gómez y Sánchez (2003).

<sup>3</sup> Obviamente, los factores adicionales utilizados en las aplicaciones son muy abundantes: capital humano, índices de especialización, composición del capital público, ciclo económico... son algunas de las variables utilizadas igualmente en la explicación del fenómeno.

En el conjunto del trabajo empírico surgido desde entonces se observa que los resultados obtenidos por los estudios iniciales (hasta los primeros años de la década de 1990) mostraron valores exageradamente elevados de la productividad del capital público, incluso mayor que la del capital privado.<sup>4</sup> Tal hecho fue rápidamente imputado a la existencia de ciertos problemas econométricos.<sup>5</sup> Por lo tanto, una segunda dirección de la literatura ha consistido en refinamientos metodológicos de las propuestas iniciales. Es difícil sintetizar en unas líneas la amplia experiencia empírica acumulada sobre el tema. Aún así, existe suficiente consenso en los siguientes puntos:

1) Los primeros estudios parecían encontrar evidencia empírica suficiente a favor de una alta productividad del capital público. Sin embargo, los estudios posteriores, de mayor refinamiento metodológico, vienen rebajando considerablemente las estimaciones iniciales, o incluso no encuentran evidencia a favor de la misma en el marco de las funciones de producción.

2) En general, la estimación de los parámetros es muy sensible a la especificación del modelo.

3) La productividad del capital público depende de forma muy relevante de las partidas que se incluyan en el concepto. Así, la elasticidad de la llamada *core infrastructure* (carreteras, telecomunicaciones,...) parece ser mayor que la del resto de partidas y, en particular, del llamado capital social (educación y sanidad, fundamentalmente).

4) Aquellos trabajos que refinan la metodología para tratar de abordar los problemas econométricos no encuentran diferencias sustanciales con el resto de estudios.

---

<sup>4</sup> Ejemplo paradigmático es el propio trabajo de Aschauer (1989a) que encontró una elasticidad *output* del capital público de 0'39. Para una Cobb-Douglas la elasticidad *output* del capital público sería igual a su productividad marginal multiplicado por su participación en la renta total. Gramlich (1994) señala que para los datos de EE.UU. ello implicaría una tasa de rentabilidad cercana al 100%, esto es, la economía generaría en un año tanto producto adicional como inversión realizada. Ver al respecto Boscá, Escribá y Murgui (2003).

<sup>5</sup> Regresores endógenos, variables no estacionarias, correlaciones espurias, omisión de variables relevantes... No entraremos en ellos. Para una breve descripción de los mismos, y las referencias originales, pueden consultarse los *surveys* anteriormente citados: Gramlich (1994), Draper y Herce (1994) y De la Fuente (1996).

5) La productividad estimada de las infraestructuras depende del nivel de agregación de las unidades muestrales objeto de estudio. Así, el valor del parámetro asociado al capital público viene reduciéndose al pasar del ámbito nacional al regional, o incluso deja de ser significativo. Este hecho se interpreta en la literatura como indicio de la existencia de externalidades entre regiones debido a la estructura tipo red de gran parte de las infraestructuras, de forma que en la productividad de una región no sólo influiría su propia dotación de infraestructuras, sino la dotación de capital público del resto de regiones, especialmente las más próximas. Este fenómeno es conocido como *efecto desbordamiento* y su modelización y contraste es el objeto principal de este trabajo.

### 3.- El efecto desbordamiento de las infraestructuras.

La literatura empírica muestra un patrón de reducción en la estimación de la elasticidad *output* respecto del capital público a medida que descendemos en el grado de agregación. Se interpreta que tal reducción indica la existencia de efecto desbordamiento, al “perdersé” los efectos desbordados hacia otra región, efectos que sí serían capturados por los parámetros estimados en los modelos con un mayor nivel de agregación [(De la Fuente (1996)].

La contrastación de la existencia de este efecto desbordamiento se ha realizado a través de modificaciones de la función de producción. Uno de los primeros intentos consistía en la construcción de una variable agregada de capital público, que incluyese la propia dotación regional junto con el capital del resto de regiones (convenientemente ponderado) en una única variable. Si definimos esa variable agregada como  $KG^a$ , podríamos obtener una expresión como:

$$KG_i^a = KG_i + KG_i^* \quad (3)$$

En términos matriciales, la variable  $KG^*$  puede ser definida como

$$KG^* = W \cdot KG \quad (4)$$

donde  $KG$  es una matriz de  $N$  filas (tantas como regiones) y  $T$  columnas (tantas como períodos) que recoge los niveles de infraestructuras de las distintas regiones, y  $W$  es una matriz cuadrada de orden  $N$  (habitualmente denominada “de vecindad”), cuyos elementos  $w_{i,j}$  reflejan la intensidad de la interrelación entre cada par de economías  $i$  y  $j$ , y donde se cumple que:

$$w_{i,j} = 0 \quad i = j \quad (5)$$

El problema práctico consiste ahora en obtener una matriz  $W$  que represente adecuadamente el grado en el que el capital público del resto de regiones debe influir en la región de análisis o, en general, el grado de interrelación entre regiones.

López-Bazo *et al.* (1999) apuntan tres criterios para su construcción: a) un criterio de contigüidad física que limita las posibles influencias a las regiones adyacentes;<sup>6</sup> b) un criterio de distancia física, en el que, al contrario que el anterior, se admite la posibilidad de influencia entre todas las regiones, pero con ponderaciones que disminuyen a medida que aumenta la distancia; y c) un criterio de distancia económica, por ejemplo en función del grado de comercio entre las regiones, puesto que cabe esperar una mayor interdependencia entre aquellas economías que mantienen una relación comercial mayor.

En cualquier caso, una vez obtenida la variable que incluye de forma agregada el capital público propio de la región y del resto,  $KG^a$ , se procedía a la estimación de una función de producción que incluyese en su especificación tal variable. Así, a partir de la función de producción definida en (2) podríamos especificar un modelo como

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_{KP} \cdot KP_{it} + \beta_L \cdot L_{it} + \beta_{KG^a} \cdot KG_{it}^a + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Una práctica habitual consiste en comparar los valores del parámetro del capital público estimados en las ecuaciones (2) y (6) [Mas, *et al.* (1996)]. Si el valor del segundo era superior en cuantía al primero algunos autores interpretaban ello como confirmación del efecto. Sin embargo, Álvarez, Arias y Orea (2004) demuestran que la diferencia entre los valores está relacionada con la distribución espacial del capital público y no necesariamente con la existencia de efecto desbordamiento. Por ello, una alternativa más razonable es ampliar la función de producción recogida en (2) para incluir como un regresor más la variable que representa al capital público del resto de regiones o exterior,  $KG^*$  en nuestra notación.<sup>7</sup> Con ello, formularíamos el modelo como:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_{KP} \cdot KP_{it} + \beta_L \cdot L_{it} + \beta_{KG} \cdot KG_{it} + \beta_{KG^*} \cdot KG_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

---

<sup>6</sup> Aunque, tal y como recogen Álvarez, Orea y Fernández (2003), añadir simplemente al capital público de la región en consideración el capital de las regiones adyacentes implica que “la productividad marginal de una unidad adicional de capital público en la región considerada es la misma que la de una unidad en las adyacentes.” Este es, sin duda, un supuesto poco realista.

<sup>7</sup> Si bien con ello podríamos caer en problemas de multicolinealidad que la práctica anteriormente citada trata de evitar.

El signo y significatividad del parámetro  $\beta_{KG^*}$  nos ofrecerá un contraste paramétrico sobre la presencia de los efectos desbordamiento. Utilizaremos esta idea en la especificación de nuestro modelo.

#### **4.- El papel de las infraestructuras en una función frontera estocástica.**

Como se señaló anteriormente, en el análisis del papel de las infraestructuras en el crecimiento económico el enfoque dominante ha sido el de las llamadas funciones de producción medias. La elevada dispersión de los resultados alcanzados y los problemas econométricos, sólo resueltos parcialmente, pueden abrir el camino a la utilización de otros marcos de análisis. Es razonable pensar que los efectos regionales específicos juegan un papel fundamental en la explicación de la evolución de la productividad regional. Aunque es cierto que los efectos individuales pueden ser tratados con funciones medias estimadas con datos de panel, la especificación de una frontera introduce en la modelización elementos de interés.

Las funciones frontera permiten tratar la existencia de comportamientos específicos de las regiones no relacionados con las variables explicativas del modelo (en nuestro caso con las dotaciones de los factores, incluido el capital público), y que pueden ser identificados como factores particulares de ineficiencia, lo cual nos permite avanzar en la modelización de la heterogeneidad regional. De esta forma, las observaciones muestrales están “envueltas” por una función que muestra la máxima eficiencia posible. La distancia a tal frontera es un indicador de la ineficiencia de la unidad muestral, lo cual nos permite introducir en el análisis una variable que puede jugar un papel muy relevante: el uso ineficiente de los factores productivos. La utilización de las funciones frontera nos permitiría, además, distinguir una doble vía por la cual la dotación en infraestructuras incide en la producción: influyendo en la productividad de los factores privados y condicionando su eficiencia. Estas consideraciones sugieren que es interesante explorar el uso de fronteras estocásticas para el análisis de la productividad de las infraestructuras en las regiones españolas.

La función de producción estocástica propuesta por Aigner, Lowell y Schmidt (1977) y Meeusen y Van den Broeck (1977) adaptada a la estructura de datos de panel se puede escribir como:

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) e^{v_{it} - u_{it}} \quad (8)$$



donde  $Y_{it}$  es la producción de la  $i$ -ésima región en el momento  $t$ ,  $X_{it}$  es un vector de variables explicativas, y  $\beta$  un vector de parámetros a estimar. Como se observa, el modelo cuenta con dos términos de perturbación aleatoria:  $v_{it}$  representa el efecto de variables no controlables. Habitualmente se supone que son variables aleatorias *iid* que siguen una normal con media cero y varianza  $\sigma_v^2$  e independientes del otro error,  $u_{it}$ , que es una variable aleatoria no negativa que representa un indicador de ineficiencia. Siguiendo a Battese y Coelli (1995) suponemos que el término  $u_{it}$ , sigue una distribución normal truncada en cero con varianza  $\sigma_u^2$  y media  $Z_{it}\delta$ , donde  $Z_{it}$  es un vector de variables explicativas de la ineficiencia técnica y  $\delta$  un vector de parámetros a estimar. Con ello, la ineficiencia técnica se puede formular como:

$$u_{it} = Z_{it}\delta + w_{it} \quad (9)$$

donde el término de error  $w_{it}$  sigue una distribución normal truncada en  $-Z_{it}\delta$  con media cero y varianza  $\sigma^2$ .

Siguiendo a Battese y Coelli (1995) la estimación por máxima verosimilitud del modelo definido por las ecuaciones (8) y (9) nos permite obtener estimaciones de los parámetros de la función frontera ( $\beta$ ), de los coeficientes explicativos de la ineficiencia ( $\delta$ ), así como una medición de tales valores de ineficiencia.

En el presente trabajo se estima una función de producción Cobb-Douglas con 2 especificaciones distintas. En una primera, la producción privada de cada región es explicada mediante sus propias dotaciones de capital privado ( $KP$ ), empleo ( $L$ ), capital humano ( $H$ ) y capital público ( $KG$ ) [Puig-Junoy (2001); Bosch, Espasa y Sorribas (2003); Álvarez y Delgado (2003 y 2004)]. Con ello, la función frontera en logaritmos neperianos adopta la forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_{KP} \cdot KP_{it} + \beta_L \cdot L_{it} + \beta_h \cdot H_{it} + \beta_{KG} \cdot KG_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (10)$$

Para contrastar la existencia de un efecto desbordamiento o *spillover* entre las dotaciones de infraestructuras de las distintas regiones, especificamos alternativamente una ecuación en la que añadimos como un regresor adicional una variable que representa el capital público del resto de regiones o exterior ( $KG^*$ ). De esta forma la frontera adoptaría la forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_{KP} \cdot KP_{it} + \beta_L \cdot L_{it} + \beta_h \cdot H_{it} + \beta_{KG} \cdot KG_{it} + \beta_{KG^*} \cdot KG_{it}^* + v_{it} - u_{it} \quad (11)$$

Para la ecuación de ineficiencia a estimar simultáneamente con las anteriores, y puesto que nuestro interés se centra en la doble vía por la cual la dotación de infraestructuras afecta a la producción, vamos a considerar que la ineficiencia puede expresarse como:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1(KG / KP)_{it} + \delta_2 KG_{it} + \delta_3 S_{it} + w_{it} \quad (12)$$

donde  $KG/KP$  es un ratio de composición del capital físico de la economía y  $S$  es la superficie de la región correspondiente.

En esta especificación de la ineficiencia hay dos aspectos que queremos destacar. En primer lugar, existe suficiente consenso en que una cierta cantidad de capital público es “necesaria” para la producción. Ahora bien, a partir de un cierto nivel, y dada la complementariedad entre ambos tipos de capital, es probable que dotaciones de capital público que no vayan acompañadas de iguales dotaciones de privado puedan reducir la eficiencia. Efectivamente, sino existe un incremento equivalente en el *output*, la simple adición de capital público empeora el nivel de eficiencia de las regiones, ya que obtienen, digamos, el mismo nivel de producto con más cantidad de *inputs*. En el caso de las infraestructuras es probable que sus efectos sobre la producción se noten tan solo transcurrido un cierto período de tiempo. La ratio, pues, podría estar recogiendo un cierto proceso de *catch-up* en la eficiencia.

Esta idea, se puede modelizar a través del anteriormente citado ratio de composición del capital ( $KG/KP$ ). Desde otro punto de vista, Bosch, Espasa y Sorribas (2003) argumentan que las regiones con una relación  $KG/KP$  baja han de ser más eficientes que las regiones donde esta relación es alta, y viceversa. De una u otra forma, esta idea ha sido estudiada en trabajos empíricos como los de Puig-Junoy (2001), Álvarez y Delgado (2004), y el mencionado de Bosch, Espasa y Sorribas (2003).

El problema de esta ratio es que puede tomar el mismo valor para economías grandes y pequeñas. Es decir, elimina cualquier “efecto tamaño” del análisis. Álvarez y Delgado (2004) añaden a esta ratio el volumen de capital público. En el presente trabajo ampliamos esta especificación con la inclusión de una medida de superficie, puesto que un mismo nivel de  $KG$  y un mismo ratio  $KG/KP$  puede provocar efectos bien distintos en la eficiencia de la región en función de la superficie sobre la que tiene que prestar servicios tal dotación de infraestructuras.

## 5.- Datos y estimación.

Las fronteras estocásticas propuestas han sido estimadas usando las siguientes definiciones y fuentes: la variable producción privada ( $Y$ ) la definimos a partir de las

series recogidas en Cordero y Gayoso (1997), con datos del VAB regional en unidades monetarias constantes de 1986. El valor del VAB total es minorado en la parte de la producción correspondiente a los servicios no destinados a la venta, para obtener una medida de la producción privada. La serie cuenta con datos de 15 años (1980-1995), lo que delimita la amplitud total de la muestra para las 17 CC.AA. españolas.

Para la obtención del capital privado ( $KP$ ), hemos utilizado los datos elaborados por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), recogidos en Fundación BBVA (1998). Estos datos se proporcionan en miles de euros constantes del año 1986. Del total del *stock* de capital privado, restamos la partida *alquiler de inmuebles y capital residencial*, como es habitual en los trabajos empíricos, para obtener una medida del *stock* de capital privado productivo. Para recoger una medida de los flujos de capital que efectivamente son incorporados a la producción vamos a ponderar este capital privado productivo, como es frecuente, por un índice que mida la utilización de la capacidad productiva. En concreto utilizaremos como variable *proxy* el grado de utilización de la capacidad productiva del total de la industria que elabora mediante encuestas (Encuesta de Coyuntura Industrial) la Secretaría General Técnica del Ministerio de Ciencia y Tecnología y el INE. Puesto que la encuesta facilita datos con frecuencia trimestrales, agregamos a la frecuencia anual mediante media aritmética. La medida obtenida de capacidad productiva es la misma para todas las regiones. De esta forma conseguimos incluir en el modelo la influencia del ciclo económico, obteniendo una variable representativa de los flujos de capital efectivamente incorporados a la producción.<sup>8</sup>

El nivel de empleo ( $L$ ) lo vamos a aproximar por el número de ocupados en el sector privado (total ocupados menos ocupados en el sector servicios no destinados a la venta), mientras que la variable capital humano ( $H$ ), es aproximada por el número de ocupados con estudios medios, anteriores al superior y superiores. Los datos de ambas variables proceden del estudio realizado por Mas, Pérez, Serrano, Soler y Uriel (2000).

Para definir las variables de capital público utilizamos nuevamente los datos elaborados para la Fundación BBVA por el IVIE. Para obtener la variable representativa del capital público productivo (*core infrastructure*) simplemente minoramos del total del capital público los conceptos vinculados al llamado capital público social (educación y sanidad). De esta forma obtenemos la variable capital público propio de la región ( $KG$ ).

---

<sup>8</sup> Una alternativa para recoger el efecto ciclo sería, como hace el propio Aschauer (1989a), incorporarla como un regresor más en la ecuación.

Para definir la variable capital público del resto de regiones ( $KG^*$ ), formulada en la ecuación (4), utilizaremos dos conceptos de infraestructuras y dos matrices de vecindad o retardo espacial. En primer lugar, definiremos una matriz utilizando un concepto de distancia. Esta formulación implica que el grado de influencia de la infraestructura localizada en una región sobre otra es inversamente proporcional a la distancia que las separa. En nuestro caso, la distancia entre dos regiones es dividida por la distancia media de todas las regiones a Madrid, por ser esta Comunidad la de menor suma de distancias al resto de regiones. Obtendríamos de este modo una matriz  $W_1$  simétrica que ponderaría las dotaciones de capital público entre cada par de regiones [Álvarez, Orea y Fernández (2003)].

De igual forma, podríamos utilizar una matriz de contigüidad ( $W_2$ ), es decir, cuyos elementos toman el valor uno si las regiones respectivas tienen frontera común y cero en caso contrario [Más *et al.* (1996), Moreno y López-Bazo (2003)]. Obviamente es una matriz simétrica cuya diagonal principal toma valores cero.

Para formular la variable  $KG^*$  necesitamos definir la variable capital público que incluiremos para ponderar por esta matriz de vecindad. Una primera propuesta será utilizar la propia variable  $KG$  anteriormente mencionada. Con ello aceptamos que todos los elementos incluidos en el capital público son susceptibles de influir en la productividad privada de otras regiones. Ahora bien, puesto que el concepto de *spillover* está estrechamente ligado al fenómeno de la “estructura tipo red” de las infraestructuras, hemos considerado que se podría definir una variable, llamémosla  $KG^{red}$ , que sólo incluyese las partidas de capital público más relacionadas con este fenómeno, como son las carreteras, autopistas y ferrocarriles. De la combinación de estas dos variables de capital público y de las matrices de retardo espacial, obtendremos hasta 4 definiciones de la variable capital público del resto de regiones o exterior:

$$KG^*1 = W_1 \cdot KG ; \quad KG^*2 = W_1 \cdot KG^{red} ; \quad KG^*3 = W_2 \cdot KG ; \quad KG^*4 = W_2 \cdot KG^{red} ;$$

A continuación, se presentan los resultados de la estimación<sup>9</sup> de una frontera sin efecto desbordamiento de las infraestructuras entre regiones. Estimamos, pues, el modelo definido por las ecuaciones (10) y (12), en el que el valor de la producción privada de cada región se explica por sus propias dotaciones de empleo, capital privado, público y humano, así como por un término de ineficiencia. Tal y como se mencionó anteriormente, la ineficiencia será explicada por la ratio de composición de la

---

<sup>9</sup> Hemos utilizado para la estimación el programa FRONTIER 4.1 [Coelli (1996)]

capitalización física de la economía ( $KG/KP$ ), controlando por el nivel o tamaño del capital público ( $KG$ ) y la superficie ( $S$ ) de la región en la que tal capital presta servicios. Los resultados de la estimación se recogen en la tabla 1.

**Tabla 1**

<b>Estimación de la frontera de producción estocástica Cobb-Douglas sin considerar efecto <i>spillover</i></b>		
<b>Modelo frontera <sup>(a)</sup></b>		
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Coefficiente</i>
Constante	$\beta_0$	7.342** (31.29)
Capital privado ( $KP \cdot CU$ )	$\beta_{KP}$	0.058** (2.88)
Empleo ( $L$ )	$\beta_L$	0.506** (67.69)
Capital humano ( $H$ )	$\beta_H$	0.260** (19.89)
Capital público ( $KG$ )	$\beta_{KG}$	0.101** (31.71)
<b>Ecuación de ineficiencia <sup>(a)</sup></b>		
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Coefficiente</i>
Constante	$\delta_0$	1.885** (7.49)
Ratio ( $KG/KP$ )	$\delta_{KG/KP}$	0.170** (4.10)
Capital público ( $KG$ )	$\delta_{KG}$	-0.193** (-10.37)
Superficie ( $S$ )	$\delta_S$	0.145** (8.49)
<b>Parámetros de la varianza <sup>(a)</sup></b>		
$\sigma_s^2$		0.018** (40.98)
$\gamma$		0.999** (8.9E+3)
<b>Contrates de especificación <sup>(b)</sup></b>		
Log likelihood function		226.8
$H_0; \gamma = \delta_0 = \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		123.1
$H_0; \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		122.2

Notas: (a) Entre paréntesis *t-ratio*. Parámetros significativos al: \*\*99%; \*95%.  
 (b) Valores del contraste  $\lambda = -2\{\log[Likelihood(H_0)] - \log[Likelihood(H_1)]\}$ , que se distribuye aproximadamente como una  $\chi_k^2$ , siendo  $k$  el número de restricciones independientes. La distribución del contraste que incluye como hipótesis nula que  $\gamma = 0$  sigue asintóticamente una distribución  $\chi_k^2$  mixta. Los valores críticos pueden consultarse en Kodde y Palm (1986).

Tanto en el modelo frontera como en la ecuación de ineficiencia los signos son los esperados y significativamente distintos de cero a los niveles de confianza habituales. En cuanto a la magnitud de los parámetros, es de notar que el correspondiente al capital privado incorporado (*KPCU*) es muy bajo. Tal y como se observa, se puede concluir que, efectivamente, las infraestructuras sí son productivas, con una elasticidad *output* de 0'1, prácticamente el doble que la del capital privado lo cual, ciertamente, introduce ciertas dificultades de validación del modelo. Como se observa, en la ecuación de ineficiencia, los parámetros también son los esperados: se confirma la importancia de la ratio de composición del capital, mientras que los signos de los parámetros de control son acordes con el de la ratio.

Aunque el modelo anterior, hecha la salvedad sobre el tamaño del parámetro del capital privado, responde de un modo satisfactorio, nuestro objetivo principal es encontrar evidencia paramétrica sobre la existencia de efecto desbordamiento entre regiones. Por ello en la tabla 2 recogemos los resultados del modelo formado por las ecuaciones (11) y (12) con las dos primeras especificaciones comentadas para la variable capital público exterior, las que utilizan una matriz basada en un criterio de distancia.

Como se observa ambos modelos describen de un modo bastante satisfactorio el fenómeno para el conjunto de variables, tanto las privadas como las públicas. En ambos la elasticidad del capital privado incorporado se sitúa en 0'11, la del nivel de empleo en el 0'49-0'50, mientras que la del capital humano se sitúa en el 0'25. En principio tales resultados parecen razonables.<sup>10</sup>

Por su parte el coeficiente estimado para el capital público propio, con una elasticidad *output* de 0'05-0'06, se encuentra razonablemente próximo a los valores publicados en la literatura más reciente sobre el tema (Álvarez, Orea y Fernández, 2003; Moreno *et al.*, 1997; Dabán y Murgui, 1997). Por tanto, concluiríamos que en nuestro modelo las infraestructuras sí son productivas, si bien con un valor muy moderado, y lejos de los valores alcanzados por los *inputs* privados. La elasticidad que es objeto de interés en

---

<sup>10</sup> Señala De la Fuente (1996) que “bajo los supuestos de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, los coeficientes del capital privado y el trabajo en la función de producción deberían ser iguales a las participaciones de estos factores en el producto nacional. Por tanto, el coeficiente del capital privado (o la suma de los coeficientes del capital privado y el público, dado que el segundo factor no se remunera y el primero recibe el excedente de explotación) habría de oscilar entre 0,30 y 0,40, mientras que el del trabajo (o la suma de los coeficientes del trabajo y el capital humano, puesto que la remuneración del segundo factor se considera parte de las rentas del trabajo) debería estar entre 0,60 y 0,70.”

este trabajo, la del capital público productivo del resto de regiones, si bien es significativa a los niveles habituales de confianza, presenta un valor aún menor. Podríamos decir que su elasticidad es, redondeando, de 0'003, muy próximo a cero, pero significativo. Por tanto, se puede concluir que encontramos evidencia empírica de la existencia de los efectos desbordamiento de las infraestructuras entre regiones para las dos definiciones de capital público utilizadas: el total y el que tan solo incluye la infraestructura tipo red. Es de destacar, por lo que respecta a la función de producción, que la estimación es poco sensible a los cambios de especificación adoptados.

**Tabla 2**

<b>Estimación de la frontera de producción estocástica Cobb-Douglas con efecto desbordamiento</b>			
<b>Modelo frontera <sup>(a)</sup></b>			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>
Constante	$\beta_0$	7.185** (34.90)	7.240** (31.37)
Capital privado (KP·CU)	$\beta_{KP}$	0.109** (3.65)	0.113** (4.07)
Empleo (L)	$\beta_L$	0.494** (22.48)	0.497** (24.26)
Capital humano (H)	$\beta_H$	0.247** (14.51)	0.249** (12.32)
Capital público propio (KG)	$\beta_{KG}$	0.064** (2.48)	0.055** (2.57)
Capital público del resto de regiones 1 (KG*1)	$\beta_{KG^*}$	0.0028* (2.21)	--
Capital público del resto de regiones 2 (KG*2)	$\beta_{KG^*}$	--	0.0024** (2.69)
<b>Ecuación de ineficiencia <sup>(a)</sup></b>			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>
Constante	$\delta_0$	1.798** (7.53)	1.987** (9.52)
Ratio (KG/KP)	$\delta_{KG/KP}$	0.095* (2.20)	0.092** (2.35)
Capital público (KG)	$\delta_{KG}$	-0.201** (10.67)	-0.218** (-14.02)
Superficie (S)	$\delta_S$	0.158** (11.65)	0.164** (11.24)
<b>Parámetros de la varianza <sup>(a)</sup></b>		<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>
$\sigma_s^2$		0.018** (10.93)	0.018** (10.15)
$\gamma$		0.999** (3.1E+05)	0.999** (3.1E+03)
<b>Contrates de especificación <sup>(b)</sup></b>		<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>
Log likelihood function		228.5	227.7
$H_0; \gamma = \delta_0 = \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		125.5	123.8
$H_0; \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		125.1	123.6

Notas: (a) Entre paréntesis *t-ratio*. Parámetros significativos al: \*\*99%; \*95%.  
 (b) Valores del contraste  $\lambda = -2\{\log[Likelihood(H_0)] - \log[Likelihood(H_1)]\}$ , que se distribuye aproximadamente como una  $\chi_k^2$ , siendo *k* el número de restricciones independientes. La distribución del contraste que incluye como hipótesis nula que  $\gamma = 0$  sigue asintóticamente una distribución  $\chi_k^2$  mixta. Los valores críticos pueden consultarse en Kodde y Palm (1986).



En cuanto a la ecuación de ineficiencia decir que tampoco cambia sustancialmente en las dos especificaciones. En primer lugar se comprueba la relevancia de la composición del capital de la economía. El ratio  $KG/KP$  (cuando se incluyen variables de control para cantidad de capital y superficie), muestra un signo negativo y significativo, que se puede considerar como evidencia de que, desde el punto de vista de la eficiencia, la simple adición de capital público a la economía no es eficiente si no va acompañada de dotación semejante de capital privado. Como se comprueba, el signo de las variables utilizadas para controlar la ratio, condicionados al resto, son coherentes con el signo del mismo. La cuantía del parámetro de este ratio,  $0'09-0'1$ , es semejante a la estimada por Puig-Junoy (2001), pero muy inferior a la recogida en Álvarez y Delgado (2004),  $0'78$ . Este último resultado así como el signo positivo obtenido por Bosch, Espasa y Sorribas (2003) puede ser debido a la ausencia de control de la heterogeneidad muestral (superficie y valor del capital) en aquellos trabajos. Por último recogemos los parámetros de la varianza (significativos al 99%), y los contrastes de especificación de la ineficiencia. Se acepta el modelo de ineficiencia para explicar el comportamiento de la producción, y las variables seleccionadas como explicativas del grado de ineficiencia para un nivel de confianza del 99%.

Los modelos señalados como 1 y 2, por tanto, parecen describir de forma adecuada, y similar, el fenómeno. Sin embargo, los modelos frontera no son ajenos al problema de sensibilidad a la especificación descrita en trabajos de investigación anteriores. Para comprobar la sensibilidad del modelo utilizamos la matriz de vecindad o retardo espacial definida mediante un criterio de contigüidad. En la Tabla 3 se recogen los resultados de estimar las ecuaciones definida por (11) y (12). En el modelo 3 la matriz de retardo espacial basada en la contigüidad se aplica al conjunto del capital público productivo de las regiones, mientras que en el modelo 4 se aplica sólo a los conceptos más unidos al fenómeno de estructura tipo red (carreteras, autopistas y ferrocarriles). Como se observa ese sencillo cambio, no solo convierte en no significativas las variables del capital público, sino que también lo hace con las del capital privado, las de la ineficiencia, o incluso las del capital humano y empleo en el modelo 4.

**Tabla 3**

<b>Estimación de modelos alternativos</b>			
<b>Modelo frontera <sup>(a)</sup></b>			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>
Constante	$\beta_0$	8.123** (81.65)	8.117** (8.16)
Capital privado ( $KP \cdot CU$ )	$\beta_{KP}$	0.137 (0.31)	0.178 (0.45)
Empleo ( $L$ )	$\beta_L$	0.526** (2.56)	0.483 (1.36)
Capital humano ( $H$ )	$\beta_H$	0.366* (2.17)	0.397 (1.37)
Capital público propio ( $KG$ )	$\beta_{KG}$	-0.088 (-0.19)	-0.126 (-0.28)
Capital público del resto de regiones 3 ( $KG^*3$ )	$\beta_{KG^*}$	0.0050 (0.32)	--
Capital público del resto de regiones 4 ( $KG^*4$ )	$\beta_{KG^*}$	--	0.0060 (0.37)
<b>Ecuación de ineficiencia <sup>(a)</sup></b>			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>
Constante	$\delta_0$	0.050 (0.05)	0.037 (0.04)
Ratio ( $KG/KP$ )	$\delta_{KG/KP}$	-0.051 (-0.06)	-0.097 (-0.13)
Capital público ( $KG$ )	$\delta_{KG}$	-0.030 (-0.29)	-0.040 (-0.35)
Superficie ( $S$ )	$\delta_S$	0.053 (1.02)	0.060 (1.02)
<b>Parámetros de la varianza <sup>(a)</sup></b>		<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
$\sigma_s^2$		0.024** (2.60)	0.024* (2.22)
$\gamma$		0.740 (0.73)	0.703 (0.70)
<b>Contrates de especificación <sup>(b)</sup></b>		<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>
Log likelihood function		173.2	172.6
$H_0; \gamma = \delta_0 = \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		14.40	13.36
$H_0; \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		13.99	12.92

Notas: (a) Entre paréntesis *t-ratio*. Parámetros significativos al: \*\*99%; \*95%.  
 (b) Valores del contraste  $\lambda = -2\{\log[Likelihood(H_0)] - \log[Likelihood(H_1)]\}$ , que se distribuye aproximadamente como una  $\chi_k^2$ , siendo  $k$  el número de restricciones independientes. La distribución del contraste que incluye como hipótesis nula que  $\gamma = 0$  sigue asintóticamente una distribución  $\chi_k^2$  mixta. Los valores críticos pueden consultarse en Kodde y Palm (1986).

Una última sensibilidad observada, si cabe aún más extraña, hace referencia a la muestra. En los modelos recogidos en las tablas 2 y 3 se ha utilizado como muestra a las 17 regiones españolas. En el caso de la variable capital público de regiones vecinas

sencillamente se adoptaba el valor cero para las islas. Considerábamos que si el *spillover* o efecto desbordamiento era consecuencia de la existencia de infraestructura tipo red, tal fenómeno no se produce sobre las islas, cuyas infraestructuras no están conectadas (al menos en los elementos más unidos al concepto, como son las carreteras y el ferrocarril) con el resto de regiones. Puesto que tal modelización podría estar introduciendo distorsiones en el análisis, alternativamente podríamos especificar el mismo modelo y estimarlo sólo para las 15 regiones peninsulares. Los resultados de la estimación del modelo para las 4 definiciones de  $KG^*$ , con una muestra de  $N=15$  se recogen en la tabla 4. Tal y como se observa, los resultados obtenidos son indicativos de una sorprendentemente alta sensibilidad a la muestra utilizada, sin que pudiera encontrarse una justificación a la misma.

**Tabla 4**

<b>Estimación de la frontera de producción estocástica para N=15</b>					
<b>Modelo frontera <sup>(a)</sup></b>					
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>KG*1</i>	<i>KG*2</i>	<i>KG*3</i>	<i>KG*4</i>
Constante	$\beta_0$	11.136** (32.82)	11.025** (15.91)	9.137** (9.17)	8.531** (13.87)
Capital privado ( <i>KP·CU</i> )	$\beta_{KP}$	-0.148** (-3.50)	-0.290** (-5.66)	0.090 (0.14)	0.314** (7.39)
Empleo ( <i>L</i> )	$\beta_L$	0.456** (25.29)	0.521** (10.24)	0.450 (1.53)	0.399** (13.00)
Capital humano ( <i>H</i> )	$\beta_H$	0.263** (8.70)	0.263** (8.67)	0.322 (0.66)	0.284** (12.64)
Capital público propio ( <i>KG</i> )	$\beta_{KG}$	0.507** (30.69)	0.557** (7.59)	0.085 (0.10)	-0.145** (-6.74)
Capital público exterior ( <i>KG*</i> )	$\beta_{KG^*}$	-0.352** (-8.88)	-0.295** (-8.22)	-0.127 (-0.29)	-0.066** (-3.98)
<b>Ecuación de ineficiencia <sup>(a)</sup></b>					
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>KG*1</i>	<i>KG*2</i>	<i>KG*3</i>	<i>KG*4</i>
Constante	$\delta_0$	-0.110 (-0.56)	0.134 (0.51)	0.013 (0.01)	2.820** (8.27)
Ratio ( <i>KG/KP</i> )	$\delta_{KG/KP}$	0.197** (6.93)	0.348** (6.02)	-0.038 (-0.04)	-0.183** (-3.73)
Capital público ( <i>KG</i> )	$\delta_{KG}$	-0.103** (-7.29)	-0.070** (-2.66)	-0.063 (-0.41)	-0.270** (-8.56)
Superficie ( <i>S</i> )	$\delta_S$	0.200** (17.18)	0.151** (7.50)	0.102 (0.38)	0.127** (5.99)
<b>Parámetros de la varianza <sup>(a)</sup></b>					
		<i>KG*1</i>	<i>KG*2</i>	<i>KG*3</i>	<i>KG*4</i>
$\sigma_s^2$		0.008** (8.93)	0.010** (11.29)	0.028 (0.28)	0.017** (5.99)
$\gamma$		0.121 (0.41)	0.037 (0.10)	0.968 (1.58)	0.99** (1.3E+04)
<b>Contrates de especificación <sup>(b)</sup></b>					
		<i>KG*1</i>	<i>KG*2</i>	<i>KG*3</i>	<i>KG*4</i>
Log likelihood function		245.1	222.0	179.4	205.5
$H_0; \gamma = \delta_0 = \delta_{KG/KP} = \delta_{KG} = \delta_S = 0$		139.3	108.1	45.3	107.5

Notas: (a) Entre paréntesis *t*-ratio. Parámetros significativos al: \*\*99%; \*95%.  
 (b) Valores del contraste  $\lambda = -2\{\log[Likelihood(H_0)] - \log[Likelihood(H_1)]\}$ , que se distribuye aproximadamente como una  $\chi_k^2$ , siendo *k* el número de restricciones independientes. La distribución del contraste que incluye como hipótesis nula que  $\gamma = 0$  sigue asintóticamente una distribución  $\chi_k^2$  mixta. Los valores críticos pueden consultarse en Kodde y Palm (1986).

## 6.- Conclusiones.

En el presente trabajo hemos tratado de encontrar evidencia empírica sobre la existencia de efectos *spillover* de las infraestructuras entre las regiones españolas en un marco de análisis, el de las fronteras de producción estocásticas, que permite distinguir una doble vía por la cual las dotaciones de infraestructuras afectan al nivel de producción: influyendo en la productividad de los factores privados y condicionando su eficiencia. Los resultados de las estimaciones muestran que el capital público de la región analizada y de las regiones vecinas afectan a la producción. Tal evidencia se obtiene para dos definiciones distintas del capital público de las regiones vecinas: una primera que recoge el conjunto de infraestructuras productivas; y una segunda que limita el concepto a los componentes más ligados a la “estructura tipo red” que justifica teóricamente la existencia de tal efecto desbordamiento. Los resultados de este trabajo se encontrarían dentro de las estimaciones menos optimistas en cuanto a la elasticidad *output* respecto a las infraestructuras (0’05-0’06), por otra parte las más habituales en la reciente literatura sobre el tema.

La ecuación de ineficiencia ha sido definida de forma que permite controlar la heterogeneidad regional mediante la inclusión de una variable de nivel de dotación de capital y superficie, lo cual no había sido considerado en trabajos anteriores. La idea de complementariedad entre capital físico (privado y público) se ve ratificada con el signo del parámetro de la ratio de ambos incluida en el término de ineficiencia.

Finalmente, es de destacar que el modelo presenta alta sensibilidad a la especificación adoptada para la matriz de retardo espacial, así como a la muestra.

## Bibliografía

Aigner, D., Lowell, C., y P. Schmidt, (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.

Álvarez, A., Arias, C. y L. Orea, (2003), “A note on the measurement of spatial productivity spillovers from public infrastructure”, Comunicación presentada al VI Encuentro de Economía Aplicada, Granada, junio.

Álvarez, I. y M.J. Delgado, (2003), “Infraestructuras y eficiencia técnica: un análisis a partir de técnicas frontera”, *Revista de Economía Aplicada*, 33 (Vol. IV), en prensa.

Álvarez, I. y M.J. Delgado, (2004), “Capital público y eficiencia productiva: evidencia para la UE-15”, *Hacienda Pública Española*, en prensa.

- Álvarez, A., Orea, L., y J. Fernández, (2003), “La productividad de las infraestructuras en España”, *Papeles de Economía Española*, N° 95, pp. 125-136.
- Argimón, I., González-Páramo, J.M., Martín, M.J., y J.M. Roldán, (1994), “Productividad e infraestructuras en la economía española”, *Moneda y Crédito*, N° 198, pp. 207-241.
- Aschauer, D.A., (1989a), “Is public expenditure productive?”, *Journal of Monetary Economics*, 23(2), pp. 177-200.
- Aschauer, D.A., (1989b), “Public investment and productivity growth in the Group of Seven”, *Economic Perspectives*, N°13(5), pp. 17-25.
- Avilés, C.A., Gómez, R., y J. Sánchez, (2003), “Capital público, actividad económica privada y efectos desbordamiento: Un análisis por Comunidades Autónomas de los sectores Industria y Construcción en España”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, N° 165 (2/2003), pp. 25-51
- Bajo, O. y S. Sosvilla, (1993), “Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-88”, *Economic Modelling*, 10(3), pp.179-185.
- Battese, G. y T. Coelli, (1995), “A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data”, *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.
- Boscá, J.E., Escribá, J. y T. Dabán, (1999), “Capital privado e infraestructuras en la producción industrial regional”, *Revista de Economía Aplicada*, N° 21 (vol.VIII), pp. 61-94.
- Boscá, J.E., Escribá, J. y M.J. Murgui, (2001), *The effect of public infrastructure on the private productive sector of Spanish regions*, Documentos de trabajo FEDEA, N° 2001-03, julio.
- Boscá, J. E., Escribá, F.J., y M.J. Murgui, (2003), *La elasticidad output del capital y su tasa de rentabilidad*, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Hacienda, Documentos de trabajo D-2003-05, junio.
- Bosch, N., Espasa, M., y P. Sorribas, (2003), “Eficiencia técnica y acciones estructurales en las Comunidades Autónomas. Una aproximación paramétrica”, *Papeles de Economía Española*, 95, pp. 149-159.
- Coelli, T. (1996), *A Guide to FRONTIER Versión 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, CEPA Working Paper, 96/07.

- Cordero, G. y Gayoso, A., (1997), *Evolución de las economías regionales en los primeros 90*, Dirección de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, noviembre, Madrid.
- Costa, J., Ellson, R.W., y R.C. Martín, (1987), “Public capital, regional output and development: some empirical evidence”, *Journal of Regional Science*, 27, pp. 419-437.
- Dabán, M.T. y M. J. Murgui, (1997), “Convergencia y rendimientos a escala en las regiones españolas: La base de datos BD. MORES”, *Información Comercial Española*, Nº 762, pp. 66-86.
- De la Fuente, A., (1996), “Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica”, *ICE. Revista de Economía*, Nº 757, octubre, pp. 25-40.
- Delgado, M.J., (1998), *El capital público en la economía española*, Universidad Europea-CEES Ediciones, Madrid.
- Deno, K. T., (1988), “The effect of public capital on U.S. manufacturing activity: 1970 to 1978”, *Southern Economic Journal*, 55(2), pp. 400-411.
- Draper, M. y J.A. Herce, (1994), “Infraestructuras y crecimiento: un panorama”, *Revista de Economía Aplicada*, Nº 6 (Vol. II), pp. 129-168.
- Eberts, R. W., (1986), *Estimating the contribution of urban public infrastructure to regional economic growth*, Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, Nº 8610, December.
- Evans, P. y G. Karras, (1994), “Are government activities productive? Evidence from a panel of U.S. States”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76 (1), feb., pp. 1-11.
- Fernández, M. y C. Polo, (2001), “Capital público y productividad privada en España: Una panorámica”, *Revista Galega de Economía*, Vol 10(1), pp. 1-28.
- Ford, R. y P. Poret, (1991), “Infrastructure and private-sector productivity”, *OECD Economic Studies*, Nº 17, Autumn, pp. 63-88.
- Freire, M.J. y J. Alonso, (2002), “Infraestructuras Públicas y desarrollo económico de Galicia”, en De La Fuente, A. Freire, M.J. y J. Alonso, *Infraestructuras y desarrollo regional*, Doc. de Economía 15, Fundación Caixa Galicia.
- Fundación BBVA, (1998), *El stock de capital en la economía española y su distribución territorial*, Bilbao.
- García-Fontes, W. y D. Serra, (1994), “Capital público, infraestructura y crecimiento”, en Esteban, J.M. y X. Vives, (directores), *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*, Vol. 2, Instituto de Análisis Económico, Barcelona, pp. 451-477.

- García-Milà, T. y T. McGuire, (1992), “The contribution of publicly provided inputs to states’ economies”, *Regional Science and Urban Economics*, N° 22, pp. 229-241.
- Gramlich, E. M., (1994), “Infrastructure Investment: A Review Essay”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, set., pp. 1176-1196.
- Holtz-Eakin, D., (1988), *Private output, government capital and the infrastructure crisis*, Columbia University Discussion Paper, N 394, may.
- Holtz-Eakin, D., (1994), “Public-sector capital and the productivity puzzle”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76 (1), feb., pp. 12-21.
- Kodde, D.A. y Palm, F.C., (1986), “Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions”, *Econometrica*, Vol. 54(5), sep., pp. 1243-1248.
- López-Bazo, E. Vayá, E., Moreno, R. y J. Suriñach, (1999), “Externalidades entre economías: efectos sobre el crecimiento”, mimeo.
- Mas, M., Maudos, J. Pérez, F. y E. Uriel, (1994), “Capital público y productividad en las regiones españolas”, *Moneda y Crédito*, N° 198, pp. 163-192.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F., y E. Uriel, (1996), “Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions”, *Regional Studies*, Vol. 30(7), pp.641-649.
- Mas, M., Pérez, F., Serrano, L, Soler, A. y E. Uriel, (2000), *Capital humano, series históricas 1964-2001*, BanCaja, Valencia.
- Meeusen, W. y J, van den Broeck, (1977), “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error”, *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.
- Moreno, R. y E. López-Bazo, (2003), “The impact of infrastructure on regional economic growth: Some results on its spillover effect”, Comunicación presentada a la XXIX Reunión de Estudios Regionales, Santander, noviembre.
- Moreno, R. Artís, M., López-Bazo, E. y J. Suriñach, (1997), “Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth”, *International Journal of Development Planning Literature*, N°20, pp. 81-108.
- Moreno, R. López-Bazo, E., y M. Artís, (2002), “Public infrastructure and the performance of manufacturing industries: short- and long-run effects”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol 32, pp. 97-121.
- Munnell, A, (1990a), *Is there a shortfall in public capital investment? Proceedings of a conference held at Harwich Port, Massachusetts, Junio 1990*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series 34.



Munnell, A, (1990b), "Why has productivity growth declined? Productivity and public investment", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, set.-oct.

Munnell, A, (1990c), "How does public infrastructure affect regional economic performance?", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, set-oct.

Puig-Junoy, J., (2001), "Technical inefficiency and public capital in U.S. States: A Stochastic Frontier Approach", *Journal of Regional Science*, Vol. 41(1), pp.75-96.

Ratner, J.B., (1983), "Government capital and the production function for U.S. private output", *Economic letters*, 13, pp. 213-217.