

Desbordamiento espacial de la productividad de las infraestructuras: una aplicación con fronteras estocásticas

RODRÍGUEZ-VÁLEZ, JORGE (*) YARIAS SAMPEDRO, CARLOS (**)

(*) *Departamento de Economía. Universidad de León e Instituto L.R. Klein-Universidad Autónoma de Madrid.* (**) *Departamento de Economía. Universidad de León.*

Campus de Vegazana, 24071 LEÓN. (*)E-mail: jorge.rodriguez@unileon.es (**)E-mail: deecas@unileon.es

RESUMEN

Este trabajo analiza el papel de las infraestructuras en la producción regional, en particular la existencia de desbordamiento espacial de su productividad. La frontera de producción estocástica permite modelizar la heterogeneidad de regiones con diferentes grados de eficiencia así como analizar variables capaces de explicar los niveles de ésta. En el trabajo se argumenta que los efectos de la ratio de composición del capital de la economía, público-privado, en la eficiencia pueden ser usados como evidencia de la existencia de retardos entre la instalación de la infraestructura y el momento en que sea totalmente productiva. Si este fenómeno ocurre las fronteras de producción medias pueden infravalorar la productividad del capital público.

Palabras clave: Infraestructuras, efecto desbordamiento, frontera estocástica, eficiencia, economía espacial.

Spatial Spillover of Infrastructure: An Application with Stochastic Frontiers

ABSTRACT

This paper uses stochastic frontiers for the analysis of the role of public capital on regional production. In particular, we pay attention to spatial spillovers of public capital. The stochastic frontier allows for the modeling of regional heterogeneity though different degrees of regional efficiency. Additionally, in the stochastic frontier framework it is possible to analyze the role of economic variables in regional efficiency. A variable of particular interest for the explanation of efficiency is the ratio of public to private capital. We claim that the effects of such ratio on efficiency can be used as evidence of the existence of substantial time lags between the installation of public capital and its full use. In such circumstances, average production functions can undervalue the productivity of public capital.

Keywords: Infrastructure, Spillover, Stochastic production frontier, efficiency, regional economics.

Clasificación JEL: C23, H54, R11, R53, R10.

Artículo recibido en junio de 2004 y aceptado para su publicación en noviembre de 2004.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: E-22313.

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 (1989) 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*).

En este sentido es conveniente distinguir entre los conceptos de *desbordamiento sectorial* y de *desbordamiento espacial*. El primero provocaría aumentos de la productividad del sector privado procedentes del público; el *desbordamiento espacial* de la productividad de las infraestructuras implicaría aumentos de la productividad de un territorio provocados por la dotación de infraestructuras de otros, debidos a la estructura en red de gran parte de las infraestructuras. La existencia de este efecto desbordamiento permite introducir una dimensión de interdependencias espaciales al análisis de los efectos de las infraestructuras en el crecimiento. Analizar el sentido y características de estas interacciones parece un asunto de gran relevancia en economía espacial y regional. Los estudios empíricos, con frecuencia, han ignorado este efecto, lo cual puede producir una consecuencia poco deseable, puesto que la omisión de una variable relevante daría lugar a un error de especificación en el modelo, con un sesgo en la elasticidad *output* estimada respecto a las infraestructuras y, por tanto, una valoración errónea de la productividad del capital público al obviar los efectos fuera de la región donde se instala.

El trabajo empírico sobre la productividad de las infraestructuras se ha caracterizado por la alta variabilidad 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 obviados o no resueltos satisfactoriamente.¹ Un problema de especificación es la omisión de variables relevantes. En este sentido, sólo

¹ Regresores endógenos, variables no estacionarias, correlaciones espurias, omisión de variables relevantes, omisión de las relaciones dinámicas infraestructuras-*output*... Para una breve descripción de los mismos con sus referencias originales, así como una revisión de la literatura, pueden consultarse algunos de los *surveys* tradicionalmente más utilizados como Gramlich (1994), Draper y Herce (1994) y de la Fuente (1996). Véase también la revisión de la literatura en Gil (2001) y Álvarez, Orea y Fernández (2003).

recientemente se ha empezado a incluir en la modelización el nivel de eficiencia de las unidades muestrales. Parece razonable pensar que la eficiencia debe jugar un papel importante en la explicación de la evolución de la producción. Por ello, de la utilización inicial de un enfoque de funciones de producción media se ha pasado a la utilización del enfoque de frontera de producción. La estimación de una frontera de producción no sólo 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.

Este trabajo se inscribe en esta línea de investigación. Para ello, se estima una función frontera de producción que permite 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 para el período 1980-1998. Como elementos novedosos se propone, en primer lugar, una especificación que, junto a los factores tradicionales capital privado y empleo incluye la posibilidad de contrastar la existencia del efecto *spillover* de la productividad del capital público. La estimación de una frontera estocástica incluyendo efecto 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 controlando por volumen de tal capitalización. Tal y como veremos, esta ratio en un modelo frontera nos permitiría modelizar de una forma sencilla la existencia de retardos entre la dotación de una infraestructura y los consecuentes aumentos en el producto, estableciendo una diferenciación entre la situación a largo plazo (o máximo-eficiente) y desviaciones ineficientes a corto plazo.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección segunda abordaremos el planteamiento adoptado para la modelización del efecto desbordamiento. La tercera sección está destinada a presentar los detalles de la frontera estocástica utilizada para la estimación posterior. La cuarta sección se ocupará de la descripción de los datos utilizados y de los resultados de las estimaciones realizadas. Por último, se incluyen unas breves conclusiones.

2. EL EFECTO DESBORDAMIENTO DE LAS INFRAESTRUCTURAS

La línea de análisis de los efectos de las infraestructuras en la productividad iniciada por Aschauer (1989) y otros autores parte de considerar una función de producción²

² Alternativamente la influencia de las infraestructuras se puede estudiar con su dual, esto es, con la función de costes [Boscá, Escibá y Dabán (1999), Moreno, López-Bazo y Artís (2002 y 2003) y Avilés, Gómez y Sánchez (2003)] y de beneficios [Lynde y Richmond (1993), Dalamagas (1995) y Vijverberg, Vijverberg y Gamble (1997)].

que incluye al capital público como un factor de producción más, junto a los *inputs* privados habituales, trabajo y capital:

$$Y = f(A, K, L, G) \quad [1]$$

donde Y es la producción (total o privada); K , el stock de capital privado; L , el nivel de empleo; G , el stock de capital público; y A representa la productividad total de los factores. Utilizando una forma funcional Cobb-Douglas con las variables expresadas en logaritmos neperianos el modelo de la expresión (1) para datos de panel puede escribirse como:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_G \ln G_{it} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde ε es una perturbación aleatoria con media cero, varianza constante y no correlacionada con las variables explicativas. El elemento clave de la ecuación (2) es el signo y significatividad del parámetro β_G . Si tal parámetro es significativamente mayor que cero, habríamos encontrado evidencia favorable a la existencia de una relación positiva entre la dotación de infraestructuras y la productividad privada.

Los resultados obtenidos por Aschauer abrieron una prolífica línea de investigación. En los trabajos posteriores se observó una interesante regularidad empírica: la productividad estimada de las infraestructuras dependía del nivel de agregación de las unidades muestrales objeto de estudio. Así, el valor del parámetro asociado al capital público se reducía al pasar del ámbito nacional al regional. Este hecho se interpretó en la literatura como indicio de la existencia de externalidades espaciales entre regiones al "perdersse" 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 tradicionalmente a través de modificaciones de la función de producción media. En este marco el procedimiento habitual 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 G^a , podríamos obtener una expresión como:

$$G_{it}^a = G_{it} + G_{it}^* \quad [3]$$

G_{it}^* es una función del capital público del resto de las regiones en el modelo, es decir:

$$G_{it}^* = g(G_{-it}) \quad [4]$$

donde G_{-it} representa, para la región i -ésima en el momento t , una medida del capital

capital público de las demás regiones, distintas de i . En el análisis empírico es frecuente el uso de una función lineal para esta variable. En términos matriciales, la variable G^* puede ser definida como:

$$G^* = W \cdot G \quad [5]$$

donde G 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. Por su parte W es una matriz cuadrada de orden N que modeliza el retardo espacial, y cuyos elementos $w_{i,j}$ reflejan la intensidad de la interrelación entre cada par de regiones i y j , y donde se cumple que si:

$$i = j \Rightarrow w_{i,j} = 0 \quad [6]$$

El problema práctico consiste en definir una matriz W que represente adecuadamente el grado en que el capital público del resto de regiones influye en la región de análisis o, en general, el grado de interrelación entre regiones. Como es obvio, existen múltiples posibilidades para la construcción de esta matriz de retardo espacial y cada una de ellas puede ser más adecuada en uno u otro análisis. Para ilustrarlo será suficiente con distinguir tres posibilidades apuntadas en la literatura [Moreno y Vayá (2000)]: 1) un criterio de contigüidad física que limita las posibles influencias a las regiones adyacentes; 2) 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 3) 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.

Una vez calculada la variable que incluye de forma agregada el capital público propio de la región y del resto, G^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:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_{G^a} \ln G_{it}^a + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

Algunos autores [Mas et al. (1994 y 1996), Álvarez, Orea y Fernández (2003)] comparan los valores del parámetro del capital público estimados en las ecuaciones (2) y (7). Si el valor del segundo es superior en cuantía al primero se interpreta como confirmación del efecto. Sin embargo, Álvarez, Arias y Orea (2003) demuestran que la diferencia entre los coeficientes de ambos modelos está relacionada con la distribución espacial del capital público y no necesariamente con la existencia de efecto desbordamiento. Por ello, en el presente trabajo se estima una alternativa poco utilizada [Holtz-Eakin y Schwartz (1995)], que consiste en 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, G^* en nuestra notación³. Por tanto, formularíamos el modelo como:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_G \ln G_{it} + \beta_{G^*} \ln G_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

El signo y significatividad del parámetro β_{G^*} nos ofrece un contraste paramétrico sobre la presencia de las influencias espaciales de la dotación de infraestructuras.

3. EL PAPEL DE LAS INFRAESTRUCTURAS EN UNA FUNCIÓN FRONTERA ESTOCÁSTICA

Las funciones frontera de producción permiten tratar la existencia de comportamientos específicos de las regiones no relacionados con las variables explicativas del modelo y que pueden ser identificados como factores particulares de ineficiencia. Ello 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 la frontera es un indicador de la ineficiencia de la unidad muestral, lo cual posibilita introducir en el análisis un factor que puede jugar un papel muy relevante en la explicación de la producción: el uso ineficiente de los factores productivos. La función de producción media, por el contrario, asume implícitamente que existe un nivel medio de producción respecto del cual las desviaciones son simétricas y pueden ser modelizadas con una perturbación con las propiedades habituales. La función media, por tanto, supone que las diferencias de eficiencia son poco importantes, pero si éstas fueran sustanciales los resultados estarían sesgados [Maudos, Pastor y Serrano (1998)]. 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.

³ Si bien con ello frecuentemente se cae en problemas de multicolinealidad que la especificación de la ecuación (7) trata de evitar. En general la alta correlación existente entre las variables utilizadas habitualmente en funciones de producción provoca dificultades para la obtención de modelos plenamente satisfactorios y una alta sensibilidad de los parámetros estimados a la especificación adoptada. Este es un problema frecuente en los datos regionales, al que este trabajo no ha sido ajeno.

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

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) e^{v_{it} - u_{it}} \quad [9]$$

donde Y_{it} es la producción de la i -ésima región en el momento t , X_{it} es un vector de variables explicativas y β un vector de parámetros a estimar. La parte aleatoria del modelo tiene dos componentes: v_{it} representa el efecto de factores aleatorios no controlables. Habitualmente se supone que son variables aleatorias *iid* que siguen una distribución normal con media cero y varianza σ_v^2 e independientes del otro componente, u_{it} , que es una variable aleatoria no negativa que representa ineficiencia. Siguiendo a Battese y Coelli (1995) suponemos que el término u_{it} es el resultado de truncar en cero una distribución normal con media $Z_{it}\delta$ y varianza σ_u^2 , donde Z_{it} es un vector de variables explicativas de la ineficiencia técnica y δ un vector de parámetros a estimar. Con ello, la ineficiencia técnica se puede formular como:

$$u_{it} = Z_{it}\delta + w_{it} \quad [10]$$

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

La estimación por máxima verosimilitud del modelo definido por las ecuaciones (9) y (10) permite obtener estimaciones de los parámetros de la función frontera (β), de los coeficientes explicativos de la ineficiencia (δ), así como una medición de la ineficiencia de las unidades muestrales.

En este trabajo se estima una frontera de producción Cobb-Douglas con 2 especificaciones alternativas. En la primera, la producción privada de cada región se explica mediante una tendencia cuadrática (incluyendo términos t y t^2), que recoge progreso técnico exógeno, sus propias dotaciones de capital privado (K), capital público (G) y empleo (L) y, adicionalmente, por una variable que representa el capital público del resto de regiones o exterior (G^*), en el sentido señalado en la sección anterior, y que permitirá contrastar paramétricamente la existencia de efecto desbordamiento espacial. Además, en el modelo se incluye una variable dummy (D), que toma el valor 1 para las observaciones correspondientes a las islas Canarias y Baleares y 0 para el resto de regiones, con la que se pretende recoger las peculiaridades de la insularidad. Con ello, la frontera de producción en logaritmos neperianos adopta la forma:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \\ & + \beta_G \ln G_{it} + \beta_{G^*} \ln G_{it}^* + \beta_D D_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad [11]$$

En la literatura empírica también es frecuente incorporar el llamado «efecto ciclo». En este sentido una alternativa pasa por ponderar la dotación de capital privado por un indicador de utilización de la capacidad productiva [Bajo y Sosvilla (1993), Freire y Alonso (2002), Álvarez, Orea y Fernández (2003)]. De esta forma se trata de incluir en el modelo la influencia del ciclo económico en la producción mediante el uso de una variable representativa de los flujos de capital efectivamente incorporados a la producción (KCU). Por ello, se especifica alternativamente un modelo como:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_{KCU} \ln KCU_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_G \ln G_{it} + \beta_{G^*} \ln G_{it}^* + \beta_D D_i + v_{it} - u_{it} \quad [12]$$

En ambos modelos, el término de ineficiencia se especifica como⁴:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_{G/K} (G/K)_{it} + \delta_G G_{it} + w_{it} \quad [13]$$

donde G/K es una ratio de composición del capital físico de la economía. La inclusión de esta variable no permite tener en cuenta el "efecto tamaño", ya que puede tomar el mismo valor para economías grandes y pequeñas. Por ello, se añade en la ecuación el volumen del capital público (G) para permitir la posibilidad de que este efecto sea un factor explicativo de la ineficiencia [Delgado y Álvarez (2004)].

La ratio G/K ha sido incluida en trabajos empíricos como los de Puig-Junoy (2001), Delgado y Álvarez (2004) y Bosch, Espasa y Sorribas (2003) en el marco de fronteras estocásticas de producción. Las explicaciones que se aportan sobre el papel de esta ratio en la ineficiencia están relacionadas con la existencia de ratios *inadecuadas* por problemas de complementariedad entre capital público y privado. Sin embargo, si se produjese tal fenómeno la producción eficiente con esas ratios sería, simplemente, más baja y las observaciones con tales ratios se moverían a lo largo de la frontera, y no serían necesariamente ineficientes. De existir este fenómeno, por tanto, aparecería recogido en la propia estimación de la frontera y no serviría para explicar la distancia a la misma (ineficiencia).

En el presente trabajo se propone una explicación alternativa al signo y significatividad de esta ratio en la explicación de la ineficiencia. El efecto positivo de la ratio G/K en la ineficiencia puede estar relacionado con la existencia de un retardo

⁴ Es necesario señalar que el modelo especificado no explota plenamente la información que recoge el panel de datos, ya que ignora que las regiones se observan repetidamente a lo largo del tiempo (por ejemplo, no incluye variables dummy regionales). Sin embargo, a favor de la especificación adoptada podemos apuntar que si el efecto individual recogido por w_{it} es independiente de las variables explicativas, estaríamos ante un problema de eficiencia (no se usa toda la información disponible acerca de la observación repetida de individuos), pero no de consistencia.

temporal entre el momento de la dotación de la infraestructura y el momento en el que comienza a hacer notar sus efectos en la producción. Es razonable suponer que haya un periodo en el que los agentes adapten paulatinamente su modo de producir a la nueva situación y en el que la infraestructura no es plenamente productiva. Por lo tanto, una nueva infraestructura aumenta el stock de capital público en el momento de su instalación, así como la ratio G/K , pero puesto que la economía cuenta con más cantidad de *input* y la producción no ha alcanzado su máximo, la economía es ineficiente en el momento en que ha aumentado la ratio G/K . En este caso, se observaría una relación positiva entre la ineficiencia y la ratio.

Por tanto, la frontera mostraría el producto alcanzable potencialmente para tal cantidad de *inputs* permitiendo que, cuando la economía no ha podido obtener el máximo rendimiento de la infraestructura, la observación se sitúe por debajo de la frontera, ya que es más ineficiente, pero identificando la elasticidad *output* de la situación máximo eficiente de más largo plazo.

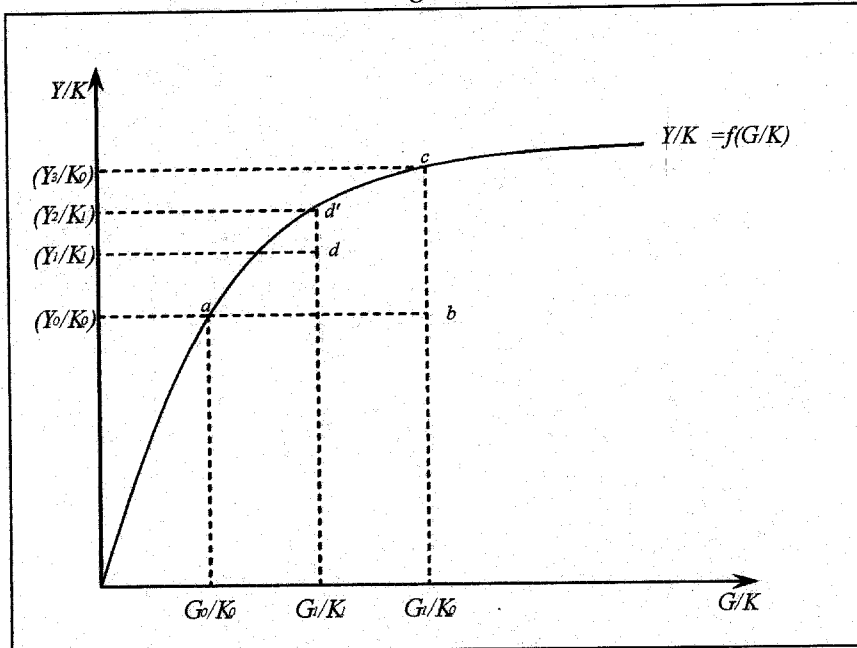
En la Figura 1 se recoge esta idea en un marco simplificado. Supongamos una función de producción con dos *inputs*, capital privado (K) y público (G), homogénea de grado 1 en los *inputs*. La función puede expresarse como:

$$Y / K = f(G / K) \quad [14]$$

Representamos la frontera de producción correspondiente en la Figura 1. En la situación inicial la economía tiene unas determinadas dotaciones de *inputs* y una ratio señaladas con subíndices cero. Supongamos que la economía es eficiente, situándose sobre la frontera en el punto a .

Si existe el retardo temporal mencionado, el aumento en la dotación de infraestructuras (hasta G_1), no provoca aumentos inmediatos de producción, por lo que la economía podría situarse en un punto como el b , de forma ineficiente. En períodos sucesivos, con los ajustes comentados, la economía se podría encontrar en varias situaciones: la producción puede aumentar (hasta Y_3) como consecuencia de esa mayor dotación de capital público, sin que la ratio de composición del capital varíe de G_1/K_0 , desplazándose la economía hacia la frontera hasta el punto c , eliminándose progresivamente la ineficiencia. Junto a un aumento de producción, también puede ocurrir que la dotación de G atraiga nuevos capitales privados, disminuyendo la ratio. En este caso, dependiendo del grado de aumento en la producción (y, por tanto, de eliminación de la ineficiencia) la economía podría desplazarse a un punto como el d o el d' en la frontera. Por todo ello, la ratio podría estar controlando en la ecuación de ineficiencia el retardo que se produce entre la dotación de infraestructuras y el aumento de producción.

Figura 1



De esta consideración surge un resultado más provocador: en una función de producción media el retardo temporal mencionado es, simplemente, una mayor dotación de *inputs* no correspondida con una mayor cantidad de *output*. De hecho la función media podría identificar que a medida que la ratio disminuye (como consecuencia de la atracción de capitales privados que ocasionó el aumento de infraestructuras) aumenta la producción por unidad de capital; es decir, una estimación econométrica con un error simétrico (que se corresponde con una función de producción media), podría llevar a identificar una relación negativa entre la dotación de infraestructuras y la productividad privada. La frontera definida, por el contrario, reconoce esa situación como ineficiencia temporal pero identifica la elasticidad *output* eficiente alcanzable una vez realizados los ajustes señalados. Por tanto, la estimación de una función de producción media, como habitualmente se ha realizado en la literatura, podría estar infravalorando la productividad de las infraestructuras. Esto es importante, puesto que permitiría reconciliar con el resto de la literatura trabajos recientes, metodológicamente refinados, que no encuentran evidencia favorable a favor de la productividad de las infraestructuras, posibilidad rechazada por muchos autores [de la Fuente (1996)].

Es cierto que el retardo podría modelizarse con una función media dinámica, relacionando producto con dotaciones de infraestructuras presentes y pasadas. Sin embargo, parece interesante evitar su utilización, que siempre estará sometida a subjeti-

vidad en cuanto a su estructura dinámica. La frontera soslaya ese problema, introduciendo en el análisis de forma sencilla esas relaciones dinámicas entre la dotación de infraestructuras y el crecimiento del producto.

4. DATOS Y ESTIMACIÓN

Las fronteras estocásticas de producción propuestas han sido estimadas usando las siguientes definiciones y fuentes para las variables: la producción privada (Y), medida por el VAB, se obtiene a partir de la Contabilidad Regional de España [INE (2003)], convenientemente enlazada con los datos previos recogidos en Cordero y Gayoso (1997). 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 19 años (1980-1998) para las 17 CC.AA. españolas.

El capital privado (K) se ha obtenido de los datos elaborados por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), recogidos en Fundación BBVA (1998) 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 también se pondera este capital privado productivo por un índice que mida la utilización de la capacidad productiva (KCU). Concretamente utilizaremos como variable *proxy* el grado de utilización de la capacidad productiva del total de la industria que elabora la Secretaría General Técnica del Ministerio de Industria y el INE. Puesto que se cuenta con datos de frecuencia trimestral, se usa la media aritmética de cada año. La medida obtenida de capacidad productiva es la misma para todas las regiones.

El nivel de empleo (L) es el número de ocupados en el sector privado (total ocupados menos ocupados en el sector servicios no destinados a la venta), y ha sido obtenido 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 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 (G).

Para definir la variable capital público del resto de regiones (G^*), formulada en (5), utilizaremos una matriz de retardo espacial basada en 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 [Álvarez, Orea y Fernández (2003)]. Se obtiene de este modo una matriz W simétrica que ponderaría las dotaciones de capital público entre cada par de regiones. Para formular la variable G^* necesitamos definir el capital público que incluiremos para ponderar por esta matriz de retardo espacial. Puesto que el concepto de *spillover* está estrechamente ligado al fenómeno de la «estructura tipo red» de las infraestructuras, esta variable sólo va a incluir las partidas de capital público más ligadas a este fenómeno, como son las carreteras, autopistas y ferrocarriles.⁵

En la tabla 1 se presentan los resultados de la estimación⁶ de las fronteras definidas por las ecuaciones (11) y (13), columna a , y por las ecuaciones (12) y (13), columna b , que también incluye el llamado efecto ciclo.

Tabla 1
Estimación de la frontera de producción estocástica Cobb-Douglas

Modelo frontera ⁽¹⁾			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>a)</i>	<i>b)</i>
Constante	β_0	0.45 (1.02)	0.55 (0.72)
Tendencia	β_t	0.010** (3.03)	0.015* (2.37)
Tendencia ^{^2}	β_{t^2}	-0.0004** (-2.66)	-0.001* (-2.25)
Capital privado (K)	β_K	0.28** (5.70)	--
Capital privado ponderado (KCU)	β_{KCU}	--	0.29** (3.87)
Empleo (L)	β_L	0.57** (16.80)	0.58** (9.33)
Capital público propio (G)	β_G	0.16** (5.58)	0.13* (2.49)
Capital público del resto de regiones (G^*)	β_{G^*}	0.19** (19.82)	0.20** (6.89)
Dummy	β_D	3.26** (21.96)	3.33** (6.81)

⁵ Otros trabajos empíricos incluyen todas las partidas del capital público en la definición de esta variable. Ello implica suponer que todos los elementos incluidos en el capital público son susceptibles de influir en la productividad privada de otras regiones, posibilidad que puede ser cuestionada. No obstante, la estimación de estos modelos presenta problemas de multicolinealidad y una alta sensibilidad a la definición adoptada para esta variable, incluido el criterio utilizado para la matriz de retardo espacial. Ver al respecto Rodríguez-Vález y Arias (2004).

⁶ Hemos utilizado para la estimación el programa FRONTIER 4.1 [Coelli (1996)].

Tabla 1 (cont.)

<i>Ecuación de ineficiencia</i> ⁽¹⁾			
<i>Variable</i>	<i>Parámetro</i>	<i>a)</i>	<i>b)</i>
Constante	δ_0	0.43 (1.48)	0.39 (0.77)
Ratio (G/K)	$\delta_{G/K}$	0.30** (6.32)	0.31** (3.86)
Capital público (G)	δ_G	0.009 (0.46)	0.01 (0.30)

<i>Parámetros de la varianza</i> ⁽¹⁾		
	<i>a)</i>	<i>b)</i>
σ_s^2	0.035** (8.70)	0.040** (7.21)
γ	0.999** (2.2E+6)	0.999** (104.3)

<i>Contrates de especificación</i> ⁽²⁾		
	<i>a)</i>	<i>b)</i>
Log likelihood function	178.1	173.7
$H_0; \gamma = \delta_0 = \delta_{G/K} = \delta_G = 0$	45.15	35.58
$H_0; \delta_{G/K} = \delta_G = 0$	24.18	14.6

Notas: (1) Entre paréntesis *t-ratio*. Parámetros significativos al: **99%; *95%.

(2) Valores del contraste $\lambda = -2\{\log[Likelihood(H_0)] - \log[Likelihood(H_1)]\}$, que se distribuye aproximadamente como una χ_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 χ_k^2 mixta. Los valores críticos pueden consultarse en Kodde y Palm (1986).

Como se observa ambos modelos describen de un modo bastante satisfactorio el fenómeno para el conjunto de variables. En la frontera de producción los signos son los esperados y significativamente distintos de cero a los niveles de confianza habituales. Además, no se muestran especialmente sensibles a la especificación adoptada. En cuanto a su magnitud, los parámetros del capital privado y empleo se aproximan a lo esperable⁷. Por lo que respecta a los parámetros de las infraestructuras se puede

⁷ 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.» Para un completo análisis de las relaciones entre elasticidad, rentabilidad del capital, rendimientos a escala y estructura de mercado véase Boscá, Escribá y Murgüi (2003).

concluir que, efectivamente, las infraestructuras propias son claramente productivas. La elasticidad que es objeto de interés en este trabajo, la del capital público productivo del resto de regiones es significativa a los niveles habituales de confianza. Por tanto, también se puede concluir que encontramos evidencia empírica favorable a la existencia de efecto desbordamiento espacial de la productividad de las infraestructuras entre regiones. Los valores estimados para ambos parámetros de infraestructuras en la frontera (entre 0,13 y 0,20) se sitúan en un valor superior, en general, a los estimados recientemente con funciones de producción media [Moreno *et al.* (1997), Freire y Alonso (2002), Álvarez, Orea y Fernández (2003)], lo cual es acorde con lo comentado en la sección anterior sobre la infravaloración de la productividad de las infraestructuras que puede causar la función media.

La ecuación de ineficiencia tampoco cambia sustancialmente en las dos especificaciones. Se acepta la relevancia de la ratio de composición del capital de la economía, con un signo positivo y significativo acorde con el planteamiento expuesto, y su utilización en la explicación de la ineficiencia mostrándose, además, poco sensible a la especificación adoptada. La falta de significatividad de la variable G no causa problemas de interpretación del modelo, en cuanto que era utilizada para controlar efectos de escala. Por último, se recogen los parámetros de la varianza (significativos al 99%), y los contrastes de especificación de la ineficiencia. Se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de ineficiencia técnica en el término de error, así como la falta de significatividad conjunta de las variables seleccionadas como explicativas del grado de ineficiencia, con un nivel de significatividad de 0,01.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha explorado el efecto de las infraestructuras en la producción mediante una frontera estocástica. Este planteamiento permite avanzar en la modelización y explicación de un comportamiento heterogéneo en la producción regional. En este marco analítico se estudia el denominado efecto desbordamiento espacial, así como el papel de la ratio de composición del capital de la economía (público-privado) en la explicación de la eficiencia. Los resultados econométricos obtenidos muestran evidencia favorable a la productividad de las infraestructuras en un valor de cierta importancia. Igualmente, se obtiene evidencia de la existencia de efecto desbordamiento.

Por otra parte, el hecho de que la ratio G/K afecte positivamente a la ineficiencia lo interpretamos como evidencia de un retraso en los efectos productivos de las infraestructuras sobre la producción con respecto al capital privado, efecto no captado en las funciones medias habitualmente estimadas en trabajos empíricos que podrían estar infravalorando la productividad de la capital público.

Estos dos resultados se añaden a una cada vez más amplia investigación de los aspectos espaciales de la productividad del capital público llevada a cabo con datos de las regiones españolas. Sin embargo, como es frecuente en esta literatura, es importante señalar las limitaciones relacionadas con los datos de que se dispone, en particular, la sensibilidad de los resultados a pequeños cambios de especificación.

Agradecimientos

Los autores agradecen las sugerencias y comentarios recibidos de los participantes en el *IV Oviedo Workshop on Efficiency and Productivity* y de los evaluadores anónimos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D., LOVELL, 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, A., OREA, L., Y J. FERNÁNDEZ, (2003), "La productividad de las infraestructuras en España", *Papeles de Economía Española*, N° 95, pp. 125-136.
- ASCHAUER, D.A., (1989), "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23(2), pp. 177-200.
- 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.
- BOSCA, 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.
- BOSCA, J. E., ESCRIBÁ, F.J., Y M.J. MURGUI, (2003), "La elasticidad output del capital y su tasa de rentabilidad", *Moneda y Crédito*, N° 217.
- 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.
- DALAMAGAS, B., (1995), "A Reconsideration of the Public Sector's Contribution to Growth", *Empirical Economics*, Vol. 20, pp. 385-414.
- DE LA FUENTE, A., (1996), "Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica", *ICE. Revista de Economía*, N° 757, octubre, pp. 25-40.
- DELGADO, M.J. Y I. ÁLVAREZ, (2004), "Capital público y eficiencia productiva: evidencia para la UE-15", *Hacienda Pública Española*, Vol. 168 (1-2004), pp.27-46.
- DRAPER, M. Y J.A. HERCE, (1994), "Infraestructuras y crecimiento: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, N° 6 (Vol. II), pp. 129-168.
- 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.
- GIL, C., (2001), *Capital Público y Convergencia en las Regiones Europeas*, Civitas, Madrid.
- GRAMLICH, E. M., (1994), «Infrastructure Investment: A Review Essay», *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, set., pp. 1176-1196.
- HOLTZ-EAKIN, D. Y A.E. SCHWARTZ, (1995), "Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways", *International Tax and Public Finance*, N 2.
- INE, (2003), *Contabilidad Regional de España. Base 1995*, Madrid.
- 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.
- LYNDE, C. Y J. RICHMOND, (1993), "Public capital and long-run costs in U.K. manufacturing", *Economic Journal*, N° 103, pp. 880-893.
- MAS, M., MAUDOS, J., PÉREZ, F., Y E. URIEL, (1994), "Capital público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, N° 198, pp.163-193.
- 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.
- MAUDOS, J., PASTOR, J.M. Y L. SERRANO, (1998), "Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad", *Revista Española de Economía*, Vol.15(2), pp.235-264.

- 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. 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.
- MORENO, R., LÓPEZ-BAZO, E. Y M. ARTÍS, (2003), "On the effectiveness of private and public capital", *Applied Economics*, Vol. 35 (6), pp. 727-742.
- MORENO, R. Y E. VAYÁ, (2000), *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*, Edicions de la Universitat de Barcelona, Barcelona.
- 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.
- RODRÍGUEZ-VÁLEZ, J. Y C. ARIAS, (2004), "Efecto desbordamiento de las infraestructuras: evidencia a partir de fronteras estocásticas", Comunicación presentada al VII Encuentro de Economía Aplicada, Vigo, junio.
- VIJVERBERG, W.P.M., VIJVERBERG, C.P.C., Y J.L. GAMBLE, (1997), "Public capital and private productivity", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.79(2), pp. 267-278.