

**INFRAESTRUCTURAS, EXTERNALIDADES  
Y CRECIMIENTO REGIONAL:  
ALGUNAS APORTACIONES PARA EL CASO ESPAÑOL**

**Rosina Moreno Serrano**

Tesis dirigida por el Dr. Manuel  
Artís Ortuño en el marco  
del programa de doctorado  
“Economía i Territori” de la  
Universidad de Barcelona.

Departamento de Econometría,  
Estadística y Economía Española.

Barcelona, Septiembre de 1998.

B.U.B. Secció d'Econòmiques  
Diagonal, 690, 08034 Barcelona  
Tel. 402 19 66

## **PARTE II**

## **CAPÍTULO 4**

# **EL PAPEL DE LAS INFRAESTRUCTURAS EN EL CRECIMIENTO. EVIDENCIA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS**

**“The fragility of the statistical analysis is not surprising  
if considering the complex nature of the link between  
infrastructures and growth”**

Hulten y Schwab (1992)

## 4.1 INTRODUCCIÓN

¿Han sido las infraestructuras un verdadero factor impulsor del crecimiento de la productividad del sector privado en las regiones españolas? En caso de ser así, ¿qué tipo de infraestructuras han supuesto un mayor impacto? En el presente capítulo se busca respuesta a estas dos preguntas mediante la utilización de un modelo de crecimiento que incluye las infraestructuras públicas como un generador de crecimiento en el largo plazo, enmarcándose de este modo en el marco de las teorías de crecimiento endógeno.

Tal como se ha visto en el Capítulo 2, durante la primera mitad de los años noventa aparecen diversos trabajos que analizan el efecto de las infraestructuras en el crecimiento económico de la economía española. En su mayor parte los resultados concluyen a favor de un impacto positivo del capital público en el crecimiento del output y la productividad así como la reducción de tal efecto cuando se considera un nivel regional. No obstante, en los trabajos que se han realizado a nivel regional utilizando un panel de datos, se consideran bien efectos regionales fijos bien efectos regionales aleatorios sin estudiar las implicaciones que la elección de uno u otro método de estimación puede suponer en los resultados obtenidos. Tan sólo en el trabajo de de la Fuente (1996) se compara la estimación con y sin efectos regionales observando como las infraestructuras pierden su significación cuando se controlan las peculiaridades regionales. Este resultado viene a corroborar las conclusiones de Holtz-Eakin (1994) y Garcia-Milà *et al.* (1996) según los cuales cuando se estima en niveles una función de producción ampliada con el capital público en infraestructuras a nivel regional se reproducen las conclusiones obtenidas por Aschauer para la economía americana a nivel nacional. Sin embargo, cuando se introducen efectos específicos por estados, la elasticidad del producto respecto al capital público se reduce de forma sustancial, dejando de ser significativa en algunos de los casos. Parece ser, por tanto, que al controlar las especificaciones para tener en cuenta las posibles diferencias entre unidades transversales en un panel de datos para el caso americano regional, el efecto del capital público deja de ser tan claro.

En el presente capítulo se busca la especificación más idónea en el estudio del impacto de las infraestructuras en el crecimiento económico, salvando en la medida de lo posible las críticas que ha recibido la metodología más comúnmente utilizada en el análisis de los efectos del capital público, la función de producción Cobb-Douglas. En este sentido, se trata de evitar la omisión de variables relevantes y se utilizan los métodos de estimación que resultan más adecuados para el caso concreto de la economía española. Asimismo se estudian las diferentes maneras en que puede ser considerada la variable stock de capital público. En concreto, se analizan aspectos como el efecto diferencial de los distintos capítulos de infraestructuras, el posible retardo temporal en dicho impacto y la relativización de las infraestructuras al ámbito territorial en el que se ubican.

En la primera sección de este capítulo se trata con detalle el marco analítico en el que se sitúan las funciones de producción que se amplían con el capital público. A continuación, y siguiendo la idea de que se pueden obtener diferentes resultados según los distintos métodos de estimación que consideran datos transversales y temporales simultáneamente, en la sección 4.3 se analizan las diferentes opciones que la teoría econométrica de los datos de panel nos ofrece en cuanto a métodos de estimación y contrastación del modelo más adecuado. Dado que se busca una respuesta a la pregunta del efecto que las infraestructuras tienen en el crecimiento de la productividad regional española, antes de mostrar la evidencia empírica se analiza en el apartado 4.4 la evolución de las principales macromagnitudes de la economía regional española que van a ser utilizadas en el análisis econométrico, prestando especial atención a la evolución y la distribución de los stocks de infraestructuras públicas en las CCAA de España. La evidencia empírica se muestra en la sección 4.5 explicitando el camino que nos ha llevado al modelo y método de estimación considerado más idóneo según los resultados de varios contrastes. Se pone un especial énfasis en la comparación de las diferentes conclusiones que se obtienen según la utilización de uno u otro método de estimación. Finalmente, en el apartado 4.6 se analiza la sensibilidad de los resultados a diferentes maneras de considerar la variable stock de capital público.

## 4.2 MARCO ANALÍTICO

### 4.2.1 Del modelo neoclásico al modelo de crecimiento endógeno

En anteriores capítulos se ha visto cómo gran parte de los estudios sobre el impacto del capital en infraestructuras se basan en las teorías del crecimiento endógeno. Dado que para entender éstos se deben comprender los modelos neoclásicos de crecimiento y las funciones de producción y, dado que en este capítulo se va a hacer uso de las mismas, en esta sección se detalla el marco analítico concreto que va a utilizarse.

Se considera un modelo de crecimiento en el que se parte de una economía en la que existen unos inputs y se utiliza la tecnología para transformarlos en output. Existen dos inputs, el capital físico ( $K$ ) y el empleo ( $L$ ) tomando la función de producción la siguiente expresión:

$$Y(t) = F[K(t), L(t), t] \quad (4.1)$$

siendo  $Y(t)$  el output producido en la unidad de tiempo  $t$  que refleja los efectos del cambio tecnológico, por el que ante unas mismas cantidades de factores, la cantidad de output será mayor si la tecnología utilizada es superior.

Una función se dice que es neoclásica si se cumplen las tres propiedades conocidas como las condiciones de Inada (1963):

1. En primer lugar, para todo  $K > 0$  y  $L > 0$ ,  $F(\cdot)$  presenta productos marginales positivos y decrecientes con respecto a cada input:

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial K} > 0, & \quad \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0 \\ \frac{\partial F}{\partial L} > 0, & \quad \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0 \end{aligned} \quad (4.2)$$

2.  $F(\cdot)$  presenta rendimientos constantes a escala:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda \cdot F(K, L) \quad \text{para todo } \lambda > 0 \quad (4.3)$$

3. El producto marginal del capital (o del trabajo) se aproxima a infinito cuando el capital (o el trabajo) se acerca a 0 y se aproxima a 0 cuando el capital (o el trabajo) se acerca a infinito:

$$\begin{aligned} \lim_{K \rightarrow 0} (F_K) &= \lim_{L \rightarrow 0} (F_L) = \infty \\ \lim_{K \rightarrow \infty} (F_K) &= \lim_{L \rightarrow \infty} (F_L) = 0 \end{aligned} \quad (4.4)$$

La condición 2, de rendimientos constantes a escala implica que el output puede escribirse como:

$$Y = F(K, L) = L \cdot f(K/L, 1) = L \cdot f(k) \quad (4.5)$$

donde  $k \equiv K/L$  y  $y \equiv Y/L$  y la función  $f(k)$  es igual a  $F(k, 1)$ . Esto implica que la función de producción puede expresarse de forma intensiva como:

$$y = f(k) \quad (4.6)$$

La tecnología de producción Cobb-Douglas es una función sencilla que además supone una descripción razonable de las economías actuales:

$$Y = A K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (4.7)$$

donde  $A > 0$  es el nivel de tecnología y  $\alpha$  es una constante tal que  $0 < \alpha < 1$ . La expresión intensiva de la función Cobb-Douglas tiene la siguiente forma:

$$y = A k^\alpha \quad (4.8)$$

Esta función cumple que:

$$f'(k) = A\alpha K^{\alpha-1} > 0 \quad f''(k) = -A\alpha(1-\alpha)K^{\alpha-2} < 0 \quad (4.9)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0 \quad \lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty$$

por lo que satisface las propiedades de una función de producción neoclásica.

La economía que vamos a tratar, siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1995), es una economía cerrada en la que el output es un bien homogéneo que puede ser consumido,  $C(t)$ , o invertido,  $I(t)$  para crear nuevas cantidades de capital físico,  $K(t)$ . En esta economía cerrada, el producto es igual al ingreso y la cantidad invertida es igual a la cantidad ahorrada. Siendo  $s(\cdot)$  la fracción de output que se ahorra o tasa de ahorro, las familias eligen tal tasa comparando los costes y los beneficios de consumo de hoy en lugar del de mañana. En esta presentación se va a suponer que dicha tasa se da de forma exógena, en concreto tomando la forma más sencilla dada por Solow (1956) y Swan (1956), la tasa de ahorro es una constante,  $s(\cdot) = s > 0$ . Asimismo, se asume que el capital se deprecia a una tasa constante  $\delta > 0$ , es decir, que en cada momento del tiempo una fracción constante del stock de capital se convierte en obsoleta y que, por tanto, ya no puede ser utilizada en la producción. Siguiendo estas hipótesis, el incremento neto en el stock de capital físico en un momento dado es igual a la inversión bruta menos la depreciación:

$$\dot{K} = I - \delta K = s \cdot F(K, L) - \delta K \quad (4.10)$$

en donde  $\dot{K}$  indica la diferenciación con respecto al tiempo. La ecuación (4.10) nos da la dinámica de  $K$  para una tecnología y una fuerza de trabajo dadas.

Asimismo, el empleo,  $L$ , varía como consecuencia del crecimiento de la población, de cambios en las tasas de participación y cambios en la cantidad de tiempo trabajado por un trabajador típico. Se asume que la población crece a una tasa constante y exógena,

$\dot{L}/L = n \geq 0$ , y que todos trabajan a una intensidad dada. Normalizando el número de gente en el instante 0 a un valor 1 y la intensidad de trabajo por persona también a 1, se tiene que la población y la fuerza laboral en el instante  $t$  es igual a

$$L(t) = e^{nt} \quad (4.11)$$

El comportamiento dinámico de la economía descrita por la función de producción neoclásica viene dado por el cambio en el stock de capital en el tiempo, que se obtiene de la ecuación (4.10) y dividiendo ambos lados por  $L$ :

$$\dot{K}/L = s \cdot f(k) - \delta k \quad (4.12)$$

Escribiendo la parte izquierda de la expresión anterior como una función de  $k$  y usando la condición

$$\dot{k} = \frac{d(K/L)}{dt} = \dot{K}/L - nk \quad (4.13)$$

siendo  $n = \dot{L}/L$ , y sustituyendo este resultado en la expresión (4.12) se llega a:

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (4.14)$$

Esta última expresión es la ecuación diferencial fundamental del modelo de Solow-Swan, en la que el término  $n + \delta$  debe entenderse como la tasa de depreciación efectiva del ratio capital/empleo.

Dadas las expresiones anteriores, un estado estacionario es una situación en la que las diferentes cantidades crecen a una tasa constante. En el modelo de Solow-Swan, el estado estacionario se alcanza cuando  $\dot{k} = 0$  en la ecuación (4.14), es decir, en la intersección de

la curva  $s \cdot f(k)$  con la línea  $(n+\delta) \cdot k$ . El valor de  $k$  correspondiente a dicho estado estacionario, representado por  $k^*$ , satisface la condición:

$$s \cdot f(k^*) = (n + \delta) \cdot k^* \quad (4.15)$$

Dado que  $k$  es constante en el estado estacionario,  $y$  es también constante en el valor  $y^* = f(k^*)$ . Por tanto, en el modelo neoclásico, las cantidades per cápita,  $k$  y  $y$  no crecen en el estado estacionario sino que son los niveles de las variables,  $K$  y  $Y$ , las que crecen en el estado estacionario a una tasa igual a la tasa de crecimiento de la población,  $n$ . Cualquier cambio en la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de depreciación no hacen variar las tasas de crecimiento del estado estacionario de las variables output y capital, que son iguales a cero. Esto implica que el modelo presentado, el modelo neoclásico, no ofrece explicaciones de los determinantes del crecimiento per cápita en el largo plazo.

Como se ha visto en el Capítulo 3, no es hasta mediados de los ochenta cuando un grupo de teóricos del crecimiento empiezan a dar respuesta a las posibles explicaciones del crecimiento de la productividad en el largo plazo que no vienen dadas de forma exógena. Los modelos que así aparecen pasan a denominarse modelos de crecimiento endógeno, ya que buscan una determinación del crecimiento en el largo plazo dada en el mismo modelo. La clave de los mismos es la ausencia de rendimientos decrecientes del capital. La función  $AK$  es la versión más sencilla de una función de producción sin rendimientos decrecientes:

$$Y = AK \quad (4.16)$$

siendo  $A$  una constante positiva que representa el nivel de la tecnología. Partiendo de la ecuación (4.14) se puede obtener la tasa de crecimiento del capital:

$$\gamma_k = \dot{k}/k = s \cdot f(k)/k - (n + \delta) \quad (4.17)$$

y substituyendo  $f(k)/k$  por  $A$  se obtiene que

$$\gamma_k = s \cdot A - (n + \delta) \quad (4.18)$$

Incluso con progreso técnico cero se puede crecer en el largo plazo.  $\gamma_k$  es constante e independiente de  $k$ , de forma que siempre crece a la tasa del estado estacionario,  $\gamma_k^* = s \cdot A - (n + \delta)$ . Dado que  $y = Ak$ ,  $\gamma_y$  también iguala a  $\gamma_k^*$  en cada momento  $t$ . En conclusión, todas las variables per cápita en el modelo crecen a una misma tasa, dada por:

$$\gamma = \gamma^* = s \cdot A - (n + \delta) \quad (4.19)$$

De este modo, en una economía como la descrita por la tecnología  $AK$  se puede obtener crecimiento per cápita positivo sin ningún progreso técnico. Además, la tasa de crecimiento per cápita depende de parámetros como la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento de la población, la tasa de depreciación y el nivel de la tecnología, de forma que cuanto mayor sea cualquiera de dichas tasas, mayor será el crecimiento per capita en el largo plazo,  $\gamma_k^*$ .

Son varias las aproximaciones dadas para eliminar los rendimientos decrecientes del modelo neoclásico. La mayor parte de las mismas (Arrow, 1962; Romer, 1886, 1990; Lucas, 1988) han sido analizadas en el Capítulo 3, observando cómo la experiencia o aprendizaje, los *spillovers* del conocimiento, los mayores stocks de capital físico o las inversiones en I+D hacen que se puedan alcanzar rendimientos crecientes a escala. También existen ciertas actividades de las administraciones públicas que pueden afectar la tasa de crecimiento en el largo plazo, por lo que son consideradas como posibles generadoras de crecimiento endógeno. Entre dichas actividades se puede pensar en la provisión de infraestructuras, la protección de los derechos de propiedad o la imposición de la actividad económica. Las mismas generarán cambios que afectarán al nivel del estado estacionario del output per cápita.

Nos centramos en la provisión de infraestructuras, si bien la misma explicación se aplicaría para el caso de las otras actividades del sector público. Así, si  $K_g$  representa la provisión de

infraestructuras, asumimos como en Barro (1990) que la función de producción para la firma  $i$  toma la forma Cobb-Douglas:

$$Y_i = A L_i^{1-\alpha} \cdot Kp_i^\alpha \cdot Kg^{1-\alpha} \quad (4.20)$$

en la que  $0 < \alpha < 1$ .<sup>1</sup> Esta expresión implica que cada firma presenta rendimientos constantes a escala en los inputs privados,  $L_i$  y  $Kp_i$ , mientras que para una cantidad fija de infraestructuras,  $Kg$ , la economía presenta rendimientos a escala decrecientes a la acumulación de capital agregado.<sup>2</sup> De este modo, si  $Kg$  aumenta a la vez que aumenta  $Kp$ , entonces la ecuación (4.20) implica que no aparecerán rendimientos decrecientes, es decir, que la función de producción implica rendimientos constantes en  $Kp$  y  $Kg$  para una cantidad fija de  $L$ . Así es como la economía en su conjunto es capaz de obtener un crecimiento endógeno.<sup>3</sup>

Si el exponente que acompaña a  $Kg$  fuera menor que  $1-\alpha$ , existirían rendimientos decrecientes de  $Kp_i$  y  $Kg$ , y estos rendimientos decrecientes generarían crecimiento endógeno, mientras que, si el exponente fuera mayor que  $\alpha$  las tasas de crecimiento tenderían a aumentar con el tiempo. Y en el caso concreto especificado arriba en que el exponente es  $1-\alpha$ , los rendimientos son constantes a  $Kp_i$  y  $Kg$  e implican que la economía es capaz de generar crecimiento endógeno.

En estos modelos que incluyen bienes públicos, la economía se beneficia de unas mayores economías de escala porque los servicios provistos por el Estado son bienes públicos que pueden ser usados sin ningún coste por usuarios adicionales. Podría existir el problema de

<sup>1</sup> En la ecuación (4.20) se está suponiendo que en la función de producción lo que entra es el stock acumulado de infraestructuras. Sin embargo, en el caso de que fuera cualquier otro servicio provisto por el sector público, podríamos incluir el flujo de compras del Estado.

<sup>2</sup> Dada esta forma funcional se estaría imponiendo que los servicios provistos por el stock de infraestructuras son complementarios respecto a los inputs privados, en el sentido de que un aumento en  $Kg$  aumenta la productividad marginal de  $L_i$  y  $Kp_i$ .

<sup>3</sup> En toda la explicación referente a las infraestructuras estamos haciendo uso de la definición de bienes públicos dada por Samuelson (1954) por la que las infraestructuras son bienes no rivales y excluibles, características que no siempre se cumplen en los bienes provistos públicamente.

no observar tantos efectos a escala como los que cabría esperar de los servicios provistos por los bienes públicos, explicado por el hecho de que la mayoría de los bienes públicos no tienen el carácter no-rival que se asume en el modelo. Esto resulta especialmente claro para el caso de las infraestructuras pues muchas autopistas, carreteras, sistemas hidráulicos, etc. están sujetos a congestión de forma que la cantidad disponible de los servicios provistos públicamente disminuye a medida que aumenta el número de usuarios. Barro y Sala-i-Martin (1992) modelizan dicha congestión de la siguiente manera (donde el subíndice  $i$  representa cada una de las firmas):

$$Y_i = AKp_i \cdot f(Kg / Y) \quad (4.21)$$

donde  $f' > 0$  y  $f'' < 0$ . Esta función de producción es como el modelo AK modificado por el término que involucra a las infraestructuras. Un aumento de  $Kg$  relativo a  $Y$  hace aumentar  $Y_i$  para una cantidad dada  $Kp_i$ . Consecuencia de la congestión, un aumento en  $Y$  para  $Kg$  hace disminuir los servicios públicos disponible para cada productor y, por tanto, reduce  $Y_i$ . Es decir,  $Kg$  tiene que aumentar en relación al output total,  $Y$ , a fin de aumentar los servicios disponibles para cada usuario. Si  $Kg$  aumenta a la misma tasa que lo hace  $Y$ , entonces el ratio  $Kg/Y$  permanece fijo y los rendimientos constantes en  $Kp_i$  implican que la economía genera crecimiento endógeno, como en el modelo AK.

#### 4.2.2 Efectos a escala en funciones de producción ampliadas con capital público

En la aplicación empírica de este capítulo, la especificación que se va a utilizar para analizar la contribución del capital público en el crecimiento económico es la función de producción de tipo Cobb-Douglas que relaciona el output ( $Y$ ) con las cantidades del factor trabajo ( $L$ ), el capital privado ( $Kp$ ) y el capital público en infraestructuras ( $Kg$ ):

$$Y_i = A_i L_i^\alpha Kp_i^\beta Kg_i^\gamma \quad (4.22)$$

donde  $A_t$  es una medida del progreso tecnológico exógeno, que tiene en cuenta los efectos específicos del tiempo en la productividad total. El exponente para cada input es la elasticidad del output respecto al input, siendo la suma el grado de las economías de escala. Si es superior a 1, bien la mayoría de las empresas están experimentando rendimientos a escala crecientes, bien existen economías externas en el sentido marshalliano.

Dado que una de las cuestiones que nos interesa al utilizar la especificación (4.22) se centra en determinar si las infraestructuras son una fuente generadora de crecimiento endógeno, es decir, crecimiento en el largo plazo, resulta básico determinar el tipo de rendimientos que presenta dicha función. Si la función de producción privada presenta rendimientos constantes a escala sobre los inputs privados pero rendimientos crecientes sobre el conjunto de todos los inputs, incluyendo el capital público, deberemos concluir en favor de posibles economías de escala gracias a la provisión pública.

Para contrastar el tipo de rendimientos presentes en una función de producción, se parte de la versión logarítmica de la ecuación (4.22):<sup>4</sup>

$$y_{it} = a_t + \alpha l_{it} + \beta kp_{it} + \gamma kg_{it} \quad (4.23)$$

donde las minúsculas representan las variables en logaritmos.

En concreto, si lo que se quiere saber es el tipo de economías de escala en la totalidad de los inputs, se debe estimar la siguiente expresión:

$$y_{it} - l_{it} = a_t + (\alpha + \beta + \gamma - 1)l_{it} + \beta (kp_{it} - l_{it}) + \gamma (kg_{it} - l_{it}) \quad (4.24)$$

<sup>4</sup> Dado que la información estadística que vamos a utilizar en el presente trabajo está referida tanto a nivel transversal como temporal, se van a considerar ambas dimensiones en todas las variables ( $i$  y  $t$ , respectivamente).

La no significatividad del coeficiente que acompaña al factor empleo será un indicio de la existencia de rendimientos constantes en todos los inputs, capital público incluido, dando lugar a la especificación que Meade (1952) llamó "modelo del factor impagado".

De forma similar, se puede reparametrizar la ecuación (4.23) para contrastar la presencia de rendimientos constantes en los inputs privados:

$$y_{it} - l_{it} = \alpha_i + (\alpha + \beta - 1)l_{it} + \beta (kp_{it} - l_{it}) + \gamma kg_{it} \quad (4.25)$$

donde la no significatividad del coeficiente que acompaña al empleo implicaría la existencia de rendimientos constantes en los inputs privados y crecientes en conjunto. Esta especificación se conoce como "modelo atmósfera".

En caso de obtener rendimientos constantes (decrecientes) en los inputs privados y crecientes (constantes) en la totalidad de los inputs, se demostraría la hipótesis que postula que el capital público es una verdadera externalidad agregada para el sector privado, es decir, que las infraestructuras son verdaderas fuentes generadoras de crecimiento.

A pesar de que éstas son las ecuaciones básicas a utilizar a la hora de cuantificar la relación entre productividad y capital público, en el apartado siguiente se consideran algunos aspectos teóricos y metodológicos sobre la especificación y métodos de estimación que se van a tener en cuenta en este trabajo.

### **4.3 ESPECIFICACIÓN FINAL Y LA ECONOMETRÍA DE DATOS DE PANEL**

#### **4.3.1 Especificación final**

En lo que se refiere a la especificación concreta de la función de producción que se va a utilizar en la implementación empírica, se incluyen de forma separada dos tipos de capital público: básico y social. Las infraestructuras básicas son las que parecen estar más

directamente relacionadas con el proceso productivo y son las dedicadas a transportes y comunicaciones, obras hidráulicas y estructuras urbanas, principalmente. Por otra parte, las infraestructuras sociales, dedicadas a educación y sanidad, son especialmente importantes en regiones con un bajo nivel de crecimiento ya que así les permiten conseguir la igualdad en el acceso a los servicios sociales básicos con respecto a ciudadanos de regiones más ricas, de forma que si bien pueden no tener un efecto directo en el crecimiento económico, sí lo poseen a más largo plazo y a través de la mejora del capital humano. De hecho, en varios trabajos aplicados (Garcia-Milà y McGuire, 1992; Mas *et al.*, 1995a, 1997) se ha obtenido que el capital público básico es el que demuestra tener mayor influencia en la variación de la productividad.

De este modo, en este caso concreto vamos a utilizar el capital público de forma desagregada según sus dos funciones más generales. La forma funcional que se va a estimar es, por tanto, la siguiente:

$$y_{it} = a + \alpha l_{it} + \beta kp_{it} + \gamma_1 kgb_{it} + \gamma_2 kgs_{it} \quad (4.26)$$

Las expresiones que permiten determinar el tipo de rendimientos son las siguientes:

- para todos los inputs:

$$y_{it} - l_{it} = a + (\alpha + \beta + \gamma_1 + \gamma_2 - 1)l_{it} + \beta (kp_{it} - l_{it}) + \gamma_1 (kgb_{it} - l_{it}) + \gamma_2 (kgs_{it} - l_{it}) \quad (4.27)$$

- para los inputs privados:

$$y_{it} - l_{it} = a + (\alpha + \beta - 1) l_{it} + \beta (kp_{it} - l_{it}) + \gamma_1 kgb_{it} + \gamma_2 kgs_{it} \quad (4.28)$$

Sin embargo, dada esta desagregación funcional y a fin de contrastar si en el caso regional español los distintos componentes del capital público tienen diferente efecto en la productividad, proponemos contrastar el tipo de rendimientos a escala de los factores

productivos (privados y públicos básicos), analizando la significación del parámetro que acompaña al empleo en la siguiente especificación:

$$y_{it} - l_{it} = \alpha + (\alpha + \beta + \gamma_1 - 1)l_{it} + \beta (kp_{it} - l_{it}) + \gamma_1(kgb_{it} - l_{it}) + \gamma_2 kgs_{it} \quad (4.29)$$

De este modo, si el coeficiente que acompaña al empleo es significativo y positivo (negativo), los rendimientos serán crecientes (decrecientes) a escala para los inputs productivos. Precisamente, de la comparación del tipo de economías de escala en las especificaciones correspondientes a los diferentes tipos de factores se puede concluir cuál es el efecto de cada componente del capital público. Así, si las economías de escala de los factores privados son menores que las de los productivos, el capital público básico estará ejerciendo un efecto positivo sobre la productividad. Por otra parte, si los rendimientos de los factores productivos son menores que los de los totales, entonces el capital social tiene un impacto beneficioso para el sector privado.

Por otra parte, con el objetivo de superar el problema que representa la omisión de variables relevantes en la función de producción, se ha de remarcar que inicialmente se consideró, siguiendo la idea de Munnell (1990b) y de Andrews y Swanson (1995), la introducción de la *tasa de desempleo* como variable que permite controlar los cambios en la productividad debidos principalmente al ciclo económico. Los cambios cíclicos afectan a la productividad como consecuencia de las variaciones en la tasa de utilización de la capacidad productiva de una economía. Así, en épocas de decrecimiento, el output de las empresas disminuye de manera más acentuada que el uso que realizan de sus inputs (fijos o cuasi-fijos en la mayoría de los casos). Según estos autores, todos estos cambios cíclicos afectan de manera directa a la tasa de desempleo, convirtiéndose ésta en una variable con plena justificación a incluirse en toda función de producción que trate de cuantificar la contribución del capital público al crecimiento solucionando, en parte, el problema de la omisión de variables relevantes.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> En los trabajos españoles que adoptan como referencia el ámbito nacional se suele introducir la utilización de la capacidad productiva para recoger los efectos cíclicos (Bajo y Sosvilla, 1993; García-Fontes y Serra, 1993a). Sin embargo, en los estudios regionales no se suele introducir dicha variable ya que no se encuentran datos de la misma disponibles para dicho ámbito. Por tanto, la propuesta de utilizar la tasa de desempleo viene a paliar dicha deficiencia y ha sido utilizada por de la Fuente (1996).

No obstante, al estimar la función de producción ampliada con el capital público, los valores siempre significativos y negativos que obteníamos para el coeficiente de la tasa de desempleo, nos hicieron sospechar que, si bien dicha variable tenía sentido en el caso americano, carecía del mismo para el español. De hecho, *a priori* cabría esperar que aumentos de la tasa de desempleo por disminución de mano de obra supusieran aumentos de la productividad del empleo en caso de que se sustituyera fuerza laboral por capital. Y esta relación positiva no parece descabellada tanto porque en España se ha invertido en capital ahorrador de trabajo como porque las rigideces salariales han llevado a que las empresas no encontrasen fuerza laboral al salario que estaban dispuestas a pagar, viéndose forzadas a sustituir empleo por capital físico. Por el contrario, en todas las estimaciones realizadas la relación resulta siempre negativa. La primera argumentación que se nos ocurre a dicho signo negativo es que el aumento de la tasa de desempleo fuese debido a una reducción del empleo que no se hubiera sustituido por capital, por lo que el producto hubiera caído más que el empleo, con el consiguiente descenso de la productividad. Sin embargo, esta explicación parece poco razonable dado que el VAB ha aumentado en todas las regiones en el período que estamos considerando. Por tanto, otra razón explicativa de esta relación negativa se encuentra en que, en el caso regional español la tasa de desempleo no refleja tanto los cambios cíclicos sino las diferencias regionales y sectoriales consecuencia de la elevada componente estructural que posee la misma. Así, los incrementos en dicha tasa que han experimentado muchas regiones españolas (Extremadura, Galicia, Cantabria y Aragón, principalmente) vienen causados por el trasvase de mano de obra de la agricultura (debido al proceso de mecanización de las labores agrícolas) hacia los sectores secundario y terciario, en donde no siempre encuentran trabajo, y no como consecuencia de una fase recesiva de la economía. De este modo, la tasa de desempleo podrá estar recogiendo los efectos específicos regionales, es decir, la variabilidad transversal, en lugar de la variabilidad en el tiempo (como se requeriría si se desea aproximar el ciclo).<sup>6</sup> Esto no pasaría, por supuesto, en los casos en los que se incluye la tasa de desempleo en un modelo agregado temporal.

---

<sup>6</sup> El hecho de que la variable desempleo esté recogiendo factores específicos regionales y que en la función ya se estén considerando *dummies* regionales puede provocar problemas de multicolinealidad. Estos problemas pueden ser la explicación de la aparición de signos extraños.

Por tanto, si bien en todas las estimaciones sucesivas se desestima la utilización de la tasa de desempleo como aproximación al ciclo económico, se ha buscado otra manera de considerarlo: la introducción de efectos específicos temporales. Este propósito se consigue con la utilización de la metodología de estimación propuesta por las técnicas de datos de panel, tal como se describe en el apartado siguiente.

Asimismo, existe otra motivación para la utilización de las técnicas de estimación propuestas en la econometría de datos de panel. La misma se basa en los trabajos de Holtz-Eakin (1994) y Garcia-Milà *et al.* (1996) que argumentan que los primeros estudios que analizan los efectos de las infraestructuras para el caso regional americano obtenían un coeficiente positivo, significativo y elevado para el capital público como consecuencia de la utilización de un método de estimación incorrecto. Dichos autores utilizan toda una serie de especificaciones econométricas con y sin datos de panel (estimaciones por MCO y estimaciones con efectos individuales fijos y aleatorios) y todas ellas, excepto la mínima cuadrática ordinaria, es decir, la que no considera efectos específicos individuales, ofrecen coeficientes pequeños, no significativos e incluso algunas veces negativos para el capital público. Concluyen que la exclusión de las consideraciones de los datos de panel en los estudios iniciales sobre el efecto de las infraestructuras es la explicación de las diferencias tan importantes en los resultados de los distintos estudios; por tanto, la cuantificación de un elevado vínculo entre capital público y productividad de estos trabajos originales sería consecuencia de una correlación espuria debida al no control de los efectos individuales regionales. Esta conclusión es la obtenida para la economía americana, pero ¿qué sucede en el caso regional español?; ¿se anulan también los efectos del capital público cuando se estima por datos de panel? En los trabajos aplicados a España en los que se utiliza dicha técnica de estimación no se han analizado las diferencias que se producirían si no se tuviera en cuenta, por lo que en los siguientes apartados se analizan los posibles métodos de estimación a utilizar y se muestra la evidencia sobre dicha controversia para las CCAA españolas. Es decir, se analiza si algunos resultados obtenidos hasta el momento, en su mayoría favorables a una relación positiva entre capital público y productividad, son ciertos o son simplemente consecuencia de la no utilización de los métodos de estimación adecuados.

### 4.3.2 Método de estimación: Datos de Panel

Se habla de datos de panel cuando tenemos observaciones de series temporales para una muestra de unidades individuales, es decir, cuando un conjunto de individuos son observados en distintos momentos del tiempo (Greene, 1997; Baltagi, 1995). Para una variable  $x_{it}$  se tendrán, por tanto,  $i=1, \dots, N$  observaciones de corte transversal y  $t=1, \dots, T$  observaciones temporales.

Varias son las ventajas de la utilización de datos de panel:

1. Ofrecen una mayor información que la proporcionada por muestras unidimensionales, sean de serie transversal o temporal.
2. Permiten controlar las características individuales inobservables a la vez que se controla la heterogeneidad individual. Si lo que se desea es estimar la siguiente regresión lineal:

$$y[x_1 \ x_2] = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + u$$

y tenemos una muestra transversal de  $y$ ,  $x_1$  y  $x_2$ , podemos obtener estimaciones consistentes de  $b_0$ ,  $b_1$  y  $b_2$ ; pero si la variable  $x_2$  no se ha observado, con un solo corte transversal ya no podemos estimar  $b_1$  consistentemente (siempre en el caso de que la correlación entre  $x_1$  y  $x_2$  sea diferente de cero). Sin embargo, si para cada individuo en la muestra tenemos dos o más observaciones temporales, puede ser posible estimar consistentemente  $b_1$ , bajo determinadas condiciones. Esto será así ya que pueden aparecer efectos individuales constantes en el tiempo que, en principio no son observables pero que pueden llegar a estar correlacionados con algunas variables, provocando problemas de consistencia en la estimación de los parámetros. Si se poseen datos temporales de las variables se puede presentar el modelo en diferencias, neutralizando así la influencia del efecto individual. El empleo de datos

de panel permite, por tanto, controlar la influencia de efectos individuales inobservables, siempre que éstos sean constantes en el tiempo.

3. Las estimaciones econométricas de este tipo de datos, al disponer de un número mayor de observaciones para el mismo vector de parámetros, ofrecen una mayor información y variabilidad, con la consiguiente menor colinealidad entre las variables, mayores grados de libertad y mayor eficiencia. Por tanto, se evitan, en parte, los problemas de multicolinealidad que nos encontramos en estudios de series temporales, resultando la estimación de los parámetros más fiable.

Para el propósito que aquí nos ocupa, nos interesan básicamente estos dos últimos objetivos: por una parte, introducir efectos específicos de cada región para cada año y, en segundo lugar, obtener estimaciones más eficientes y, por tanto, más fiables de los parámetros.

¿Cómo se puede plantear la especificación de modelos con datos de panel?<sup>7</sup> Una regresión de datos de panel presenta la diferencia, respecto a una regresión de series temporales o transversal, de que tiene un doble subíndice en sus variables:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

donde  $i$  denota los diferentes individuos o dimensión transversal y  $t$  denota el tiempo o dimensión temporal.

En función de la presencia o ausencia de efectos no observados individuales y/o temporales podemos tener la siguiente clasificación:

---

<sup>7</sup> En el presente apartado se realiza una breve descripción de la utilidad y los principales métodos de estimación dados por la econometría de datos de panel. Para una descripción detallada se pueden consultar los manuales de Hsiao (1986), Maddala (1993), Baltagi (1995) y Matyas y Sevestre (1996). En los manuales de Econometría de Greene (1997), Davidson y Mackinnon (1993) y Novales (1993) se ofrecen unas breves introducciones al tema.

- Modelo 1. Ausencia de efectos individuales y temporales:

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + u_{it} \quad (4.30)$$

- Modelo 2. Efectos individuales o temporales:

$$(i) \quad y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + \mu_i + u_{it} \quad (4.31)$$

$$(ii) \quad y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + \lambda_t + u_{it}$$

- Modelo 3. Efectos individuales y temporales:

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4.32)$$

El modelo 1, sin efectos no observables, no presenta dificultades especiales dependiendo su estimación de las hipótesis de comportamiento de la perturbación aleatoria. El modelo 2 presenta dos posibilidades, la existencia de un efecto individual como en el caso (i) o la existencia de un efecto temporal en el caso (ii). En el modelo 3 se trataría conjuntamente la existencia simultánea de ambos efectos. La presencia del efecto individual,  $\mu_i$ , estaría controlando la presencia de características inobservables para cada individuo (en nuestro caso concreto un individuo corresponde a una región) de manera que cada una de ellas entraría en la función dependiendo de sus propias peculiaridades (estructura sectorial, recursos naturales, estructura poblacional, nivel de tecnología, etc.).<sup>8</sup> Por otra parte, la existencia de un efecto temporal,  $\lambda_t$ , indicaría el impacto sobre la variable endógena asociado a un momento del tiempo que afecta por igual a todas las regiones (medidas de política, expectativas comunes a todos los individuos, incrementos de precios generalizados, situaciones de crisis económica, etc.).

Existen varias maneras de considerar cada uno de estos tipos de efectos inobservables. La literatura tradicional ha considerado dos tipos de modelos: el modelo de efectos fijos y el de

<sup>8</sup> En los trabajos de Mankiw, Romer y Weil (1992) y de Islam (1995) se ofrecen justificaciones de la introducción de efectos específicos regionales.

aleatorios, cuya diferencia fundamental se basa en que el primero considera los efectos inobservables como diferencias en la constante (los distintos individuos se diferencian entre sí por los diferentes niveles de la variable endógena pero la recta de regresión mantiene la misma pendiente) mientras que el segundo los trata de forma análoga a un término de perturbación más de la regresión. Sin embargo, la literatura más actual no habla de efectos fijos y aleatorios sino de modelos de regresión de componentes del error con o sin problemas de correlación con las variables explicativas, respectivamente. Es decir, desde un punto de vista alternativo, el efecto inobservable puede concebirse, de forma genérica, como un efecto aleatorio. Se puede argumentar que los factores  $\mu_i$  y  $\lambda_t$ , al definirse como un comportamiento no observable, son asimilables al término de perturbación  $u_{it}$ , diferenciándose de él en que reflejan factores específicamente individuales o temporales. Entre estos efectos inobservables y  $u_{it}$  no existiría ninguna diferencia en su naturaleza: ambos serían aleatorios y tendrían una interpretación semejante en términos del modelo de regresión. Este tipo de efectos así considerados, se asume que están incorrelacionados con los otros regresores del modelo para evitar la inconsistencia. Sin embargo, en caso de no estar incorrelacionados, la estimación no sería consistente por lo que resulta más idónea la estimación en la que dichos efectos inobservables se consideran como parte de la matriz de variables explicativas.

La explicación que se ofrece a continuación se basa en esta última y más actual aproximación a la econometría de los datos de panel, si bien se sigue usando la denominación de efectos fijos y aleatorios.

En forma vectorial, la expresión (4.30) puede escribirse como:

$$y = \alpha \mathbf{1}_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (4.33)$$

donde  $y$  es  $NT \times 1$ ,  $X$  es  $NT \times K$ ,  $Z = [\mathbf{1}_{NT} \ X]$ ,  $\delta' = (\alpha', \beta')$  y  $\mathbf{1}_{NT}$  es un vector de unos de dimensión  $NT$ . Cualquier modelo de datos de panel estaría recogido en un modelo de componentes del error para las perturbaciones:

$$\begin{aligned}
 (i) \quad u &= Z_{\mu} \mu + v & (4.34) \\
 (ii) \quad u &= Z_{\lambda} \lambda + v \\
 (iii) \quad u &= Z_{\mu} \mu + Z_{\lambda} \lambda + v
 \end{aligned}$$

donde  $u' = (u_{11}, \dots, u_{1T}, u_{21}, \dots, u_{2T}, \dots, u_{N1}, \dots, u_{NT})$  con el primer subíndice referido a la observación individual y el segundo a la temporal y  $\mu' = (\mu_1, \dots, \mu_N)$   $\lambda' = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)$ .  $Z_{\mu} = I_N \otimes \mathbf{1}_T$  siendo  $I_N$  una matriz identidad de dimensión  $N$ ,  $\mathbf{1}_T$  es un vector de unos de dimensión  $T$  y  $\otimes$  es el producto de Kronecker.  $Z_{\mu}$  es una matriz de dummies individuales que se pueden incluir en la regresión para estimar  $\mu_i$  si es que se asume que son parámetros fijos (de ahí la denominación tradicional de modelo de efectos fijos). Lo mismo es aplicable para el caso de  $Z_{\lambda}$ . Los dos primeros casos (i) y (ii) se denominan modelos de regresión de componentes del error unidimensionales mientras que (iii) es un modelo de regresión de componentes del error bidimensional, por incluir ambos tipos de efectos inobservables, individuales y temporales, simultáneamente.

#### 4.3.2.1 Modelos de regresión de componentes del error unidimensional

Nos encontramos ante un modelo con la expresión (4.33) que presenta un término de perturbación representado bien por el caso (i) o (ii) de (4.34), es decir, que existen efectos inobservables bien transversales bien temporales, respectivamente. La idea subyacente en cada uno de ellos es, no obstante, exactamente la misma, por lo que la explicación que sigue a continuación es válida para cualquiera de los dos.

##### El modelo de efectos fijos

En un modelo de efectos fijos se asume que los  $\mu_i$  son parámetros fijos que deben ser estimados junto con el resto de parámetros, y el resto del término de perturbación,  $v_{it}$ , se supone que está independiente e idénticamente distribuido (*iid*  $(0, \sigma^2)$ ). Para poder estimar dicho modelo se asume que las  $X_{it}$  son independientes de  $v_{it}$  para todas las  $i$  y  $t$ . De esta manera, substituyendo, por ejemplo, el caso (i) de (4.34) en (4.33) se obtiene:

$$y = \alpha \mathbf{1}_{NT} + X\beta + Z_{\mu} \mu + v = Z\delta + Z_{\mu} \mu + v \quad (4.35)$$

y entonces es posible utilizar mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para obtener la estimación de  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\mu$ . La matriz  $Z_\mu$  es la matriz de ficticias individuales  $NT \times N$ . Es por ello que a este estimador se le conoce como estimador de mínimos cuadrados con variables dummies (MCVD).

Sin embargo, cuando  $N$  es muy elevada, regresiones como la anterior no son factibles ya que se están incluyendo  $(N-1)$  dummies en la regresión, por lo que el estimador MCVD sufre de problemas de elevada pérdida de grados de libertad. Por ello, también se puede obtener la estimación de los parámetros de (4.35) a través del denominado estimador intra-grupos. Para ello necesitamos la siguiente notación: nótese que  $Z_\mu Z_\mu' = I_N \otimes J_T$ , siendo  $J_T$  una matriz de unos de dimensión  $T$ , y  $P = Z_\mu (Z_\mu' Z_\mu)^{-1} Z_\mu'$  es la matriz proyección en  $Z_\mu$  que se puede reducir a  $P = I_N \otimes (J_T/T)$ . Se puede decir que  $P$  es una matriz que permite obtener la media temporal de cada individuo, mientras que  $Q = I_{NT} - P$  es una matriz que permite obtener las desviaciones respecto a las medias individuales. De este modo, premultiplicando el modelo (4.35) por  $Q$  y aplicando a posteriori el estimador MCO al modelo transformado, se obtiene una estimación que resulta idéntica a la de MCVD. Así,

$$Qy = QX\beta + Qv \quad (4.36)$$

es una regresión de  $\tilde{y} = Qy$  siendo  $\tilde{y}$  el elemento  $(y_{it} - \bar{y}_i)$  sobre  $\tilde{X} = QX$  siendo  $\tilde{X}$  el elemento  $(X_{it,k} - \bar{X}_{i,k})$  para cada regresor  $k$  y siendo  $\bar{y}_i$  y  $\bar{X}_{i,k}$  la media en el tiempo para cada una de las observaciones individuales. Al hacer  $Q Z_\mu$  no se está haciendo otra cosa que eliminar los efectos individuales,  $Z_\mu$ , dado que  $Q Z_\mu = Q \mathbf{1}_T = 0$ .

El estimador MCO resultante es:

$$\tilde{\beta} = (X' QX)^{-1} X' Qy \quad (4.37)$$

con  $\text{var}(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X' QX)^{-1} = \sigma_v^2 (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1}$ .

Asimismo, una vez se han obtenido los estimadores  $\tilde{\beta}$  se puede también obtener la estimación de los efectos individuales mediante la aplicación de  $\tilde{\mu}_i = \bar{y}_i - \tilde{\alpha} - \tilde{\beta} \bar{x}_i$  siendo  $\tilde{\alpha} = \bar{y}_\cdot - \tilde{\beta} \bar{x}_\cdot$  con  $\bar{y}_\cdot = \alpha + \beta \bar{x}_\cdot + \bar{v}_\cdot$  en donde las variables son los promedios de todas las observaciones (individuales y temporales).

Por tanto, en el modelo de efectos fijos se introducen los efectos específicos a través de diferencias en el término constante mediante el uso de variables *dummy* o mediante la consideración de variables en desviaciones respecto a la media. Ambos métodos de estimación ofrecen los mismos resultados y son conocidos como Mínimos Cuadrados con Variables Dummy (MCVD) o estimador intra-grupos, respectivamente. Al reflejar el efecto individual por medio de una variable ficticia, se puede pensar que se está considerando que tal efecto es "fijo" en el sentido de que recoge factores deterministas.

#### Modelo de efectos aleatorios

Si se asume que el efecto  $\mu_i$  es aleatorio nos encontramos ante el modelo de efectos aleatorios. En tal caso  $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ ,  $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ , y  $\mu_i$  es independiente de  $v_{it}$ . Además,  $X_{it}$  es independiente de  $\mu_i$  y de  $v_{it}$  para todo  $i$  y  $t$ . La introducción de dichos efectos en el término de error produce una correlación entre los mismos, por lo que la matriz de varianzas y covarianzas tiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \Omega &= E(uu') = Z_\mu E(\mu\mu')Z_\mu' + E(vv') = \\ &= \sigma_\mu^2 (I_N \otimes J_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes J_T) \end{aligned} \tag{4.38}$$

Esto implica que la matriz de covarianzas es una matriz diagonal en bloques que presenta correlación serial en el tiempo sólo entre las perturbaciones del mismo individuo. Así:

$$\begin{aligned} \text{cov}(u_{it}, u_{it}) &= \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 \quad \text{para } i = j, t = s \\ &= \sigma_\mu^2 \quad \text{para } i = j, t \neq s \end{aligned} \tag{4.39}$$

y cero en el resto de casos. Por tanto, el coeficiente de correlación entre  $u_{it}$  y  $u_{js}$  es

$$\begin{aligned}\rho = \text{correl}(u_{it}, u_{it}) &= 1 && \text{para } i = j, t = s \\ &= \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\nu}^2) && \text{para } i = j, t \neq s\end{aligned}\quad (4.40)$$

y cero en el resto de casos. Dadas estas matrices de varianzas y covarianzas, es necesaria la utilización de un método de estimación como el de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) que puede obtenerse como mínimos cuadrados ponderados. En Baltagi (1995) se aconseja que para obtener el estimador MCG se utilice el propuesto por Fuller y Battese (1973, 1974) que consiste en premultiplicar la ecuación de regresión de (4.33) por  $\sigma_{\nu}\Omega^{-1/2} = Q + (\sigma_{\nu}\sigma_1)P$  y aplicar MCO a la transformación resultante. Para ello es necesario conocer las estimaciones de  $\sigma_{\nu}$  y  $\sigma_1$ :

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{u'Pu}{\text{tr}(P)} = T \sum_{i=1}^N \bar{u}_i^2 / N \quad (4.41)$$

y

$$\hat{\sigma}_{\nu}^2 = \frac{u'Qu}{\text{tr}(Q)} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it} - \bar{u}_i)^2}{N(T-1)} \quad (4.42)$$

Dado que las verdaderas perturbaciones no se conocen, aplicar (4.41) y (4.42) no es factible. Por ello en distintos trabajos se han propuesto distintas alternativas. Wallace y Hussain (1969) proponen la sustitución de los residuos por los obtenidos de la estimación por MCO. Amemiya (1971) propone la utilización de los residuos obtenidos en la estimación MCVD.<sup>9</sup> Todos ellos hacen que la estimación por MCG Factibles (MCGF) resulte más eficiente que la estimación por MCVD siempre que se esté ante una situación de incorrelación entre los términos de perturbación y las variables explicativas.

<sup>9</sup> En Baltagi (1995) se ofrecen otras alternativas.

### 4.3.2.2 Modelos de regresión de componentes del error bidimensional

Tal como se ha mostrado anteriormente, un modelo de regresión de componentes del error bidimensional es el que tiene un doble efecto inobservable referido, por ejemplo en nuestro caso, a cada una de las observaciones transversales y temporales,<sup>10</sup> tal que:

$$y = \alpha \iota_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (4.43)$$

$$u = Z_{\mu}\mu + Z_{\lambda}\lambda + v$$

Ahora  $Z_{\lambda} = I_N \otimes I_T$  (correspondiente a las *dummies* temporales en el caso del modelo de efectos fijos) con  $Z_{\lambda} Z_{\lambda}' = J_N \otimes I_T$  y la proyección en  $Z_{\lambda}$  es  $Z_{\lambda}(Z_{\lambda}' Z_{\lambda})^{-1} Z_{\lambda}' = (J_N/N) \otimes I_T$ .

#### El modelo de efectos fijos

La idea base del modelo de efectos fijos en el modelo de regresión de componentes del error bidimensional es la misma que la del unidimensional pero con *dummies* tanto individuales como temporales. Se asume que  $\mu_i$  y  $\lambda_t$  son parámetros fijos que deben ser estimados y el resto del término de perturbación,  $v_{it}$ , se supone que está independiente e idénticamente distribuido (*iid*  $(0, \sigma_v^2)$ ), las  $X_{it}$  son independientes de  $v_{it}$  para toda  $i$  y  $t$ . La matriz  $Z_{\lambda}$  es la matriz de *dummies* temporales  $NT \times T$ . La estimación, por tanto, se puede realizar bien mediante el estimador MCVD bien mediante el estimador intra-grupos a través de la siguiente transformación:

$$Q = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T \quad (4.44)$$

De hecho, es una regresión de  $\tilde{y} = Qy$  siendo  $\tilde{y}$  el elemento  $(y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{y}_{..})$  donde  $\bar{y}_{..} = \sum_i \sum_t y_{it} / NT$ , sobre  $\tilde{X} = QX$  siendo  $\tilde{X}$  el elemento  $(X_{it,k} - \bar{X}_{i,k} - \bar{X}_{t,k} + \bar{X}_{..k})$  para cada regresor  $k$ . Esta transformación elimina los efectos individuales,  $\mu_i$  y  $\lambda_t$ . Sin embargo, una vez más, al igual que ocurría con el modelo unidimensional, se puede obtener la

<sup>10</sup> En general, un modelo de regresión de componentes del error bidimensional sería cualquiera que introdujera un doble efecto inobservable, independientemente de a qué esté referido.

estimación de los efectos individuales y temporales teniendo en cuenta que si el término independiente tiene la forma  $\tilde{\alpha} = \bar{y}_i - \tilde{\beta} \bar{x}_i$ , los efectos  $\mu_i$  y  $\lambda_t$  son tales que:

$$\begin{aligned}\tilde{\mu}_i &= (\bar{y}_i - \bar{y}_i) - \tilde{\beta} (\bar{x}_i - \bar{x}_i) \\ \tilde{\lambda}_t &= (\bar{y}_t - \bar{y}_t) - \tilde{\beta} (\bar{x}_t - \bar{x}_t)\end{aligned}\tag{4.45}$$

### Modelo de efectos aleatorios

Si se cumplen las condiciones dadas para el caso del modelo de efectos aleatorios en el modelo unidimensional, incluyendo que  $\lambda_t \sim iid(0, \sigma_\lambda^2)$  es independiente de  $v_{it}$  y además se cumple que  $X_{it}$  es independiente de  $\mu_i$ ,  $\lambda_t$  y de  $v_{it}$  para todo  $i$  y  $t$ , estamos ante el modelo de efectos aleatorios del modelo de componentes del error bidimensional. La matriz de varianzas y covarianzas tiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}\Omega = E(uu') &= Z_\mu E(\mu\mu')Z_\mu' + Z_\lambda E(\lambda\lambda')Z_\lambda' + \sigma_v^2 I_{NT} = \\ &= \sigma_\mu^2 (I_N \otimes J_T) + \sigma_\lambda^2 (J_N \otimes I_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T)\end{aligned}\tag{4.46}$$

de forma que la covarianza entre los términos de perturbación será:

$$\begin{aligned}\text{cov}(u_{it}, u_{it}) &= \sigma_\mu^2 \quad \text{para } i = j, t \neq s \\ &= \sigma_\lambda^2 \quad \text{para } i \neq j, t = s\end{aligned}\tag{4.47}$$

y cero en el resto de casos. Por tanto, el coeficiente de correlación entre  $u_{it}$  y  $u_{js}$  es

$$\begin{aligned}\text{correl}(u_{it}, u_{it}) &= \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2) \quad \text{para } i = j, t \neq s \\ &= \sigma_\lambda^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2) \quad \text{para } i \neq j, t = s \\ &= 1 \quad \text{para } i = j, t = s \\ &= 0 \quad \text{para } i \neq j, t \neq s\end{aligned}\tag{4.48}$$

Al igual que antes, es necesaria la utilización de un método de estimación MCG, siendo  $\Omega$  :

$$\Omega = \sum_{i=1}^4 \gamma_i Q_i$$

en donde  $\gamma_1 = \sigma_v^2, \gamma_2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2, \gamma_3 = N\sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$  y  $\gamma_4 = T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$  son las raíces características distintivas de  $\Omega$  y los  $Q_i$  son las matrices correspondientes a los proyectores propios,  $Q_1 = E_N \otimes E_T, Q_2 = E_N \otimes \bar{J}_T, Q_3 = \bar{J}_T \otimes E_T$  y  $Q_4 = \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T$ , con  $E_T = I_T - \bar{J}_T$ . En Baltagi (1995) se ofrece una descripción detallada de la obtención de la matriz  $\Omega$ .

La estimación MCG dada de esta manera no es más que la aplicación del estimador MCO aplicado sobre una transformación de las variables tal que:

$$y_{it}^* = y_{it} - \vartheta_1 \bar{y}_{i.} - \vartheta_2 \bar{y}_{.t} - \vartheta_3 \bar{y}_{..} \tag{4.49}$$

donde  $\vartheta_1 = 1 - (\sigma_v / \lambda_2^{1/2}), \vartheta_2 = 1 - (\sigma_v / \lambda_3^{1/2})$  y  $\vartheta_3 = \vartheta_1 + \vartheta_2 + (\sigma_v / \lambda_4^{1/2}) - 1$ , de forma que se estima  $y^*$  sobre  $X^*$ , estando esta última definida de la misma manera. Se pueden obtener estimaciones factibles de los componentes de la varianza reemplazando la verdaderas perturbaciones por los residuos MCO (Wallace y Hussain, 1969) o substituyendo los residuos intragrupos con  $\tilde{u} = y - \tilde{\alpha} \mathbf{1}_{NT} - X \tilde{\beta}$ , siendo  $\tilde{\alpha} = \bar{y}_{..} - \bar{X}_{..}' \tilde{\beta}$  y  $\tilde{\beta}$  el estimador intragrupos (Amemiya, 1971).

A pesar de que se han desarrollado otros métodos de estimación dentro del marco de la teoría de datos de panel, los que se han presentado son los más utilizados y, concretamente, los que vamos a utilizar en el presente trabajo. Es por ello que nos hemos limitado a la exposición de los mismos.

### 4.3.2.3 Principales contrastes

Los estimadores MCO son insesgados pero asintóticamente ineficientes cuando existen efectos inobservables individuales y/o temporales por lo que el uso de los mismos nos puede llevar a resultados erróneos. Cuando no existe correlación entre los efectos inobservables y las variables explicativas, el estimador intragrupos es ineficiente pero consistente mientras que el de MCGF es a la vez consistente y eficiente. Sin embargo, ante la existencia de correlación, el estimador MCGF resulta ser sesgado e inconsistente mientras que el intragrupos es insesgado y consistente. De todo ello se deduce que resulta de vital importancia el determinar qué tipo de modelo debemos utilizar. Para ello se han desarrollado una serie de contrastes que se exponen a continuación.

Vistos los métodos de estimación que la econometría de datos de panel pone a nuestra disposición, ¿cómo elegir el método más adecuado? Una serie de contrastes nos facilitan dicho camino.

En primer lugar, es necesario contrastar la necesidad de introducir efectos diferentes en el tiempo y en el espacio. Para ello, existen dos tipos de contrastes: los que nos permiten elegir entre el método de MCO (ausencia de consideración de efectos individuales y temporales) y el de MCVD (dados en el apartado *i* siguiente), y los que contrastan el método MCO respecto al de MCG (en el apartado *ii*).

- (i) Entre los métodos que nos permiten contrastar la significación conjunta de las *dummies*, se encuentra el test de la *F* basado en la suma de los cuadrados de los residuos de ambos métodos de estimación, MCVD y MCO. La hipótesis nula en este caso es que las *dummies* no resultan significativas, por ejemplo,  $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$ , en el caso de que únicamente se consideren *dummies* individuales. Es un sencillo contraste de Chow en el que la suma de los cuadrados de los residuos del modelo restringido (SCRR) es la del modelo MCO y la suma de los cuadrados de los residuos del modelo no restringido (SCRNR) corresponde a la de MCVD:

$$F = \frac{(SCRR - SCRNR) / (N - 1)}{SCRNR / (NT - N - K)} \rightarrow F_{N-1, N(T-1)-K} \quad (4.50)$$

siendo  $N$  el número de observaciones individuales y  $T$  el número de observaciones temporales y  $K$  el número de parámetros estimados.  $N-1$  en este caso sería el número de restricciones. De este modo, si el  $F_{\text{obtenido}} > F_{\text{crítico}}$ , se escogerá el método de estimación de efectos fijos.

Si lo que se desea es contrastar la significación conjunta de *dummies* individuales y temporales, se utiliza el mismo contraste de la  $F$ , en donde la hipótesis nula vendría dada por  $H_1: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$  y  $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$ , distribuyéndose el test como una  $F$  tal que  $F_1 \rightarrow F_{(N+T-2), (N-1)(T-1), K}$ . También se puede contrastar la existencia de efectos temporales dada la existencia de los efectos individuales, es decir,  $H_2: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$  dado  $\mu_i \neq 0, i = 1, \dots, (N - 1)$ , resultando un estadístico de la  $F$  tal que  $F_2 \rightarrow F_{(T-1), (N-1)(T-1)-K}$ . En caso de rechazarse ambas hipótesis, el modelo a escoger sería el de efectos fijos del modelo de componentes del error bidimensional.

- (ii) Por otra parte, para elegir entre el método MCO y el de MCGF existe el test de los Multiplicadores de Lagrange (LM) dado por Breusch y Pagan (1980). En el caso del modelo de componentes del error bidimensional bajo la hipótesis nula de no necesidad de utilización de los datos de panel (no significación de los efectos específicos),  $H_0: \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ , este test tiene la siguiente expresión:

$$LM = LM_1 + LM_2$$

$$LM_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ 1 - \frac{\tilde{u}'(I_N \otimes J_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \right]^2$$

$$LM_2 = \frac{NT}{2(N-1)} \left[ 1 - \frac{\tilde{u}'(J_N \otimes I_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \right]^2 \quad (4.51)$$

Bajo la hipótesis nula, LM está distribuido como una  $\chi^2$  con dos grados de libertad. En el caso de hacerlo para un modelo de componentes del error unidimensional, si se quiere contrastar que  $H_1: \sigma_\mu^2 = 0$ , el contraste a realizar es  $LM_1$  que se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con un grado de libertad. De igual forma, si se quiere contrastar que  $H_2: \sigma_\lambda^2 = 0$ , se utiliza  $LM_2$  que también se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$  con un grado de libertad.

De este modo, en caso de rechazarse la hipótesis nula en los contrastes hechos en (i) y (ii), se debería utilizar alguno de los métodos de estimación proporcionados por las técnicas de datos de panel. Para escoger entre el modelo de efectos fijos o aleatorios, se utiliza un test tipo Hausman<sup>11</sup> que nos permite contrastar la existencia de correlación entre los regresores y los efectos específicos. En caso de que ambos sean ortogonales (ausencia de correlación,  $E(u_{it} / X_{it}) = 0$ ), los dos métodos de estimación, MCVD y MCGF, resultan consistentes pero sólo el segundo es eficiente, escogiendo este último. Por el contrario, en presencia de correlación entre regresores y efectos ( $E(u_{it} / X_{it}) \neq 0$ ), el método de MCVD es consistente pero no MCGF. Así, valores elevados de este estadístico nos indicarán que se debe elegir el modelo de efectos fijos (MCVD) sobre el de efectos aleatorios (MCGF) ya que se estaría rechazando la hipótesis nula de ausencia de correlación:

$$H = (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{MCVD})' (Var[\hat{\beta}_{MCVD}] - Var[\hat{\beta}_{MCG}])^{-1} (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{MCVD}) \quad (4.52)$$

#### 4.4 ECONOMÍA REGIONAL ESPAÑOLA Y CAPITAL PÚBLICO: DATOS

Para aplicar los modelos especificados en el apartado 4.3.1 en el caso de las economías regionales españolas, se van a utilizar los datos obtenidos de las siguientes fuentes estadísticas.

<sup>11</sup> Hausman (1978).

Por una parte, el output y el empleo del sector privado se obtienen de las series de "Renta nacional de España y su distribución provincial: 1955-1991" publicadas por el Banco Bilbao Vizcaya (BBV) con carácter bianual, si bien sólo utilizamos el período 1964-1991. En concreto se utiliza el valor añadido bruto (VAB) a coste de factores y el número total de empleos. No obstante, dado que en el presente trabajo se estudia el efecto de las infraestructuras en la productividad del sector privado, la obtención de series homogéneas de VAB y de empleo exclusivamente para dicho sector (el total excepto los servicios públicos y los alquileres de inmuebles) ha supuesto salvar una serie de problemas. Concretamente, los principales inconvenientes provienen de los cambios metodológicos y de clasificación seguidos en la elaboración de dichos datos (que en lo referente al sector público tienen lugar en los años 1964, 1967 y 1983) que no permiten usar los mismos criterios de agregación a lo largo de todo el período.<sup>12</sup> Por esta razón ha resultado necesario realizar, para los años 1964 y 1967, estimaciones puntuales de partidas concretas.

Los datos de la fuente original están dados por provincias y en pesetas corrientes. A fin de tener los datos del VAB a precios constantes de 1990, existen dos posibilidades. Por una parte, se pueden deflactar con el IPC regional. La otra opción es construir deflatores sectoriales para cada región. Se adoptó esta última posibilidad, utilizando los deflatores sectoriales a nivel nacional con base 1990 y ponderándolos por la importancia relativa de cada sector en las diferentes regiones.

En segundo lugar, las series de capital público y privado se encuentran publicadas también por la Fundación BBV en "El stock de capital en la economía española" a partir de las estimaciones realizadas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Se ha de tener en cuenta que los valores referidos a ambos tipos de capital no representan flujos de inversión sino que son el stock existente en cada año para cada una de las diferentes partidas estimado a través del método del inventario permanente.<sup>13</sup> Todas las variables monetarias están expresadas en pesetas constantes de 1990. En concreto, se considera capital público

---

<sup>12</sup> Agradecemos a Matilde Mas la ayuda proporcionada en la obtención de los datos en soporte magnético así como su consejo y orientación en el cálculo de los valores referentes al sector privado.

<sup>13</sup> Para una descripción detallada del método del inventario permanente, véase Moreno (1995) y FBBV (1995).

básico a las partidas de carreteras, infraestructura hidráulica, estructuras urbanas de corporaciones locales y puertos así como otras infraestructuras que no pertenecen a las Administraciones Públicas (AAPP) pero realizan un servicio importante tanto para el sector privado como directamente a los consumidores: RENFE y FEVE, autopistas de sociedades concesionarias, puertos que no son de las AAPP, aeropuertos y confederaciones hidráulicas. En cuanto al componente social se incluyen la sanidad y la educación.

En la Tabla 4.1 se muestra la evolución del sector privado de la economía española, así como la evolución de la dotación infraestructural.

**Tabla 4.1** Evolución del sector privado español y de las infraestructuras, 1964-1991

	Y	L	Kp	Kgb	Kgs
1964	13465670,8	11268613,2	36004143,0	2832910,8	444805,2
1967	14970324,0	12260933,0	43620501,5	3621233,7	606988,8
1969	16915672,0	12421698,0	50258856,7	4148259,9	774057,0
1971	19806857,0	12518371,0	56691532,9	4803188,5	1089204,4
1973	22668859,2	12339344,0	64615157,6	5518052,4	1362408,4
1975	26132950,7	12198735,0	72910826,8	6270567,8	1606287,5
1977	27391804,7	11845886,0	79614036,3	7057411,6	1888657,3
1979	28431789,3	11483734,0	85353076,4	7416168,7	2146183,2
1981	28226101,8	10552211,0	90245261,4	7630029,8	2299284,0
1983	30419031,4	10208426,0	93973020,3	8205985,7	2479906,0
1985	31887549,5	10073241,0	96478268,5	8751339,2	2684252,3
1987	36037767,5	10577784,0	100773846,0	9455049,6	2912429,8
1989	40592133,2	11121913,0	108146892,8	10569202,4	3203213,2
1991	41095073,5	10967257,0	115962274,1	12216927,8	3672497,5
TMCA 64-75	5,68%	0,66%	6,06%	6,85%	11,29%
TMCA 75-83	1,70%	-1,96%	2,86%	3,03%	4,94%
TMCA 83-91	3,40%	0,80%	2,36%	4,52%	4,46%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de BBV (varios años) y FBBV (1995).

Notas: TMCA es la tasa media de crecimiento anual (a pesar de que los datos estén dados bianualmente).

Los datos monetarios están dados en millones de pesetas.

Se observa que el producto y el capital privado presentan tasas de crecimiento positivas e importantes durante todo el período, son especialmente elevadas para 1964-1975, caen en el período 1975-1983, y vuelven a recuperarse en el último tramo, 1983-1991. El empleo presenta una evolución cíclica similar, si bien las magnitudes son muy distintas. El empleo crece durante el primer período y en el tercero pero a unas tasas muy bajas, que son negativas para 1975-1983, es decir, un proceso de pérdida neta de mano de obra. En lo que se refiere al sector público, se observan elevadas tasas de crecimiento de ambas categorías de

infraestructuras, básicas y sociales, si bien en el primer tramo del período es cuando más aumenta el stock infraestructural de la economía española, con tasas de casi el 7% para el capital básico y de más del 11% para el social. A partir de estos datos se observa como el marco temporal considerado ha ofrecido un fuerte incremento de las principales macromagnitudes económicas, excepto en el caso del empleo. En otras palabras, se ha producido un fuerte incremento de la actividad privada con disminuciones o incrementos muy pequeños del empleo y con fuertes inversiones en dotaciones de capital público tanto básico como social.

En la Tabla 4.2 se presenta, entre otros, el indicador más elemental de productividad, la productividad del trabajo. La misma ha mostrado una tendencia fuertemente creciente, pasando de 1,2 millones de pesetas constantes por trabajador ocupado en 1964 hasta 3,7 millones en 1991. Es decir, para obtener una unidad de producto se requieren muchas menos unidades de trabajo, con el consiguiente incremento de las dotaciones de capital privado por trabajador.

**Tabla 4.2** Evolución de algunos ratios de la economía española, 1964-1991

	Y/L	Kp/L	Kp/Y	Kgb/Y	Kgs/Y	Kgb/Kp	Kgs/Kp
1964	1,195	3,195	2,674	0,210	0,033	0,079	0,012
1967	1,221	3,558	2,914	0,242	0,041	0,083	0,014
1969	1,362	4,046	2,971	0,245	0,046	0,083	0,015
1971	1,582	4,529	2,862	0,243	0,055	0,085	0,019
1973	1,837	5,237	2,850	0,243	0,060	0,085	0,021
1975	2,142	5,977	2,790	0,240	0,061	0,086	0,022
1977	2,312	6,721	2,906	0,258	0,069	0,089	0,024
1979	2,476	7,433	3,002	0,261	0,075	0,087	0,025
1981	2,675	8,552	3,197	0,270	0,081	0,085	0,025
1983	2,980	9,205	3,089	0,270	0,082	0,087	0,026
1985	3,166	9,578	3,026	0,274	0,084	0,091	0,028
1987	3,407	9,527	2,796	0,262	0,081	0,094	0,029
1989	3,650	9,724	2,664	0,260	0,079	0,098	0,030
1991	3,747	10,573	2,822	0,297	0,089	0,105	0,032

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de BBV (varios años) y FBBV (1995).

Nota: Los datos monetarios están dados en millones de pesetas.

De hecho, se observa como el crecimiento de las dotaciones de capital privado por trabajador ha sido muy intenso en la economía española, pasando de un valor del ratio de 3,2 hasta 10,6. La relación capital privado-output no es más que la inversa de la productividad del capital.

Un crecimiento de la misma indica que la productividad del capital se ha reducido en el período analizado y viceversa. Así, empezando con un valor de 2,6 en 1964 aumentó ligeramente en el período 1977-1985 como consecuencia de la desaceleración en el crecimiento del producto y se redujo, también ligeramente, en la última recuperación. Finalmente, el porcentaje de representación del capital público sobre el producto privado de la economía ha ido aumentando durante el período, de forma más importante en el caso del capital social, concluyendo que el esfuerzo inversor del sector público ha sido considerable durante todo el período, creciendo a tasas más importantes que el crecimiento del output y del capital privado.

En la Tabla 4.3 se presentan las disparidades regionales de la economía privada y pública española, ofreciendo el porcentaje que representa cada región sobre el 100% de España. Analizando el sector privado, se observa cómo Cataluña, Madrid, Andalucía, Valencia y País Vasco son las que en 1964 recogían un mayor porcentaje de producto así como unas mayores dotaciones de capital privado. A medida que avanza el período, se sigue manteniendo la misma clasificación si bien Valencia se pone claramente por encima del País Vasco, que estaban por un igual al principio. Estos resultados nos indican cuáles son las regiones que concentran la actividad económica de España, teniendo en cuenta que Andalucía presenta tales resultados dado que es la región española de mayor extensión.

Respecto al empleo, los datos nos muestran la variación que ha existido a lo largo del tiempo. Así, si en 1964 las regiones que más concentraban la mano de obra eran, en este orden, Andalucía, Cataluña, Castilla-León, Galicia, Madrid, Valencia y País Vasco, en el año 1975 el orden ya es el siguiente: Cataluña, Andalucía (con un descenso espectacular), Madrid, Valencia, Castilla-León y Galicia. Este panorama es consecuencia de los masivos trasvases de mano de obra que se observaron durante los sesenta de las regiones con menos perspectivas laborales a aquellas que estaban experimentando mayores crecimientos de la actividad económica, principalmente la industrial como Cataluña, Madrid y Valencia.

Finalmente, se observa cómo el capital público presenta una gran disparidad en lo que se refiere a su distribución entre las distintas regiones. Así, en el año 1964 el capital público

básico se concentra básicamente en Andalucía, Castilla-León, Cataluña, Galicia, Castilla-La Mancha y Valencia. La explicación es que Andalucía y las dos Castillas son las regiones con mayor extensión, y por tanto, presentan mayores dotaciones de stocks en transportes. Sin embargo, se observa como las dos Castillas y Galicia empiezan a perder relevancia, ganándola Madrid, Valencia, el País Vasco y Aragón.

**Tabla 4.3** Disparidades regionales en el sector privado y público español.

	Y	L	Kp	Kgb	Kgs	Y	L	Kp	Kgb	Kgs
	1964					1975				
AND	0,121	0,157	0,145	0,146	0,174	0,120	0,139	0,132	0,148	0,169
ARA	0,036	0,039	0,039	0,067	0,052	0,032	0,033	0,034	0,061	0,044
AST	0,031	0,033	0,041	0,038	0,039	0,032	0,033	0,035	0,037	0,032
BAL	0,022	0,019	0,016	0,019	0,015	0,020	0,019	0,024	0,017	0,015
CANT	0,024	0,025	0,024	0,031	0,031	0,029	0,030	0,031	0,043	0,038
CANT	0,017	0,017	0,021	0,016	0,017	0,014	0,015	0,018	0,012	0,017
C-M	0,037	0,056	0,042	0,075	0,052	0,033	0,044	0,037	0,063	0,046
C-L	0,072	0,092	0,078	0,131	0,125	0,057	0,072	0,066	0,100	0,092
CAT	0,212	0,157	0,174	0,113	0,119	0,211	0,174	0,196	0,155	0,126
EXT	0,020	0,035	0,024	0,050	0,037	0,016	0,027	0,020	0,035	0,026
GAL	0,053	0,091	0,061	0,083	0,080	0,055	0,095	0,060	0,057	0,071
RIO	0,007	0,009	0,006	0,009	0,011	0,007	0,008	0,006	0,006	0,008
MAD	0,155	0,089	0,115	0,059	0,084	0,162	0,117	0,125	0,073	0,129
MUR	0,018	0,021	0,024	0,018	0,023	0,021	0,022	0,023	0,016	0,021
NAV	0,015	0,015	0,016	0,026	0,011	0,014	0,014	0,014	0,022	0,012
PV	0,077	0,058	0,084	0,051	0,054	0,080	0,061	0,076	0,065	0,067
VAL	0,083	0,089	0,088	0,067	0,075	0,097	0,097	0,103	0,090	0,086
	1983					1991				
AND	0,119	0,134	0,137	0,151	0,168	0,124	0,137	0,144	0,174	0,163
ARA	0,034	0,033	0,034	0,062	0,041	0,033	0,033	0,032	0,053	0,037
AST	0,031	0,032	0,031	0,035	0,032	0,025	0,027	0,029	0,032	0,029
BAL	0,026	0,023	0,024	0,015	0,016	0,026	0,027	0,027	0,016	0,017
CAN	0,034	0,036	0,032	0,046	0,041	0,035	0,036	0,037	0,042	0,045
CANT	0,014	0,015	0,016	0,012	0,017	0,012	0,012	0,015	0,016	0,016
C-M	0,033	0,039	0,041	0,057	0,044	0,036	0,040	0,041	0,062	0,042
C-L	0,060	0,068	0,071	0,097	0,085	0,055	0,061	0,065	0,090	0,077
CAT	0,202	0,174	0,188	0,134	0,123	0,206	0,188	0,183	0,131	0,128
EXT	0,015	0,023	0,024	0,032	0,026	0,017	0,021	0,022	0,035	0,027
GAL	0,060	0,093	0,063	0,065	0,068	0,057	0,074	0,061	0,063	0,073
RIO	0,008	0,008	0,007	0,020	0,008	0,007	0,008	0,007	0,014	0,007
MAD	0,158	0,124	0,120	0,063	0,137	0,161	0,134	0,120	0,062	0,135
MUR	0,021	0,023	0,024	0,021	0,024	0,022	0,025	0,026	0,026	0,027
NAV	0,015	0,014	0,014	0,025	0,014	0,016	0,015	0,014	0,023	0,019
PV	0,067	0,057	0,065	0,071	0,064	0,062	0,053	0,057	0,069	0,064
VAL	0,102	0,105	0,111	0,094	0,091	0,105	0,108	0,118	0,092	0,094

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de BBV(varios años) y FBBV(1995).

Nota: Las magnitudes muestran el porcentaje que representa cada CCAA sobre el total nacional.

Una distribución similar, con pequeños cambios, se observa en el caso del capital público social. Parece ser, en consecuencia, que si bien en un principio el capital público estaba repartido por igual, con mayores dotaciones allí donde hay una mayor extensión y población, posteriormente empezó a concentrarse en aquellos lugares que acumulaban una mayor actividad económica y que, por tanto, podían hacer un mayor y más eficiente uso de las dotaciones infraestructurales.

En la Tabla 4.4 se presentan las tasas de crecimiento del stock de capital privado para las regiones españolas. El mismo ha aumentado durante todo el período en todas las CCAA. Únicamente el País Vasco en los años 1983 y 1985 presenta tasas de crecimiento negativas, como consecuencia de la fuerte reconversión industrial que sufrió dicha región. El aumento es importante, tanto más en el período 1967-1977, especialmente en regiones como Baleares, Canarias, Cataluña, Madrid y Valencia. La Rioja y Murcia van por detrás pero también con tasas elevadas.

**Tabla 4.4** Tasas de crecimiento del stock de capital privado por regiones

	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	P.T.
AND	0,151	0,119	0,126	0,127	0,128	0,081	0,069	0,081	0,070	0,050	0,048	0,081	0,087	0,094
ARA	0,141	0,106	0,119	0,110	0,106	0,080	0,067	0,060	0,059	0,023	0,031	0,062	0,060	0,079
AST	0,143	0,120	0,097	0,088	0,105	0,072	0,044	0,015	0,015	0,013	0,046	0,047	0,047	0,065
BAL	0,453	0,307	0,207	0,177	0,151	0,093	0,075	0,062	0,023	-0,002	0,100	0,170	0,107	0,148
CAN	0,348	0,253	0,161	0,208	0,113	0,084	0,082	0,066	0,046	0,056	0,090	0,137	0,095	0,134
CANT	0,193	0,135	0,085	0,090	0,083	0,054	0,032	0,039	0,022	0,022	0,022	0,038	0,029	0,065
C-M	0,105	0,106	0,117	0,146	0,139	0,112	0,102	0,083	0,073	0,032	0,056	0,067	0,061	0,092
C-L	0,113	0,097	0,104	0,124	0,132	0,106	0,084	0,090	0,064	0,040	0,015	0,038	0,041	0,081
CAT	0,289	0,196	0,130	0,155	0,134	0,091	0,070	0,034	0,025	0,010	0,048	0,066	0,066	0,101
EXT	0,123	0,128	0,096	0,106	0,099	0,091	0,086	0,165	0,095	0,043	0,028	0,038	0,048	0,088
GAL	0,197	0,150	0,123	0,140	0,129	0,106	0,074	0,081	0,046	0,053	0,029	0,050	0,061	0,095
RIO	0,189	0,148	0,151	0,146	0,159	0,122	0,116	0,087	0,053	0,037	0,054	0,096	0,072	0,110
MAD	0,253	0,149	0,146	0,165	0,140	0,095	0,075	0,032	0,023	0,012	0,045	0,079	0,081	0,100
MUR	0,205	0,107	0,117	0,131	0,117	0,100	0,080	0,072	0,062	0,038	0,058	0,113	0,110	0,101
NAV	0,148	0,124	0,123	0,121	0,123	0,082	0,075	0,047	0,019	0,008	0,044	0,086	0,093	0,084
PV	0,197	0,131	0,109	0,104	0,096	0,062	0,030	0,013	-0,007	-0,006	0,008	0,038	0,044	0,063
VAL	0,294	0,197	0,150	0,157	0,154	0,120	0,091	0,075	0,053	0,035	0,060	0,096	0,092	0,121
P.R.	0,208	0,151	0,127	0,135	0,124	0,091	0,074	0,065	0,044	0,027	0,046	0,077	0,070	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: Las tasas de crecimiento son bianuales (dado que así están ofrecidos los datos), excepto en el caso del año 1967 en donde la tasa de crecimiento es trianual (1964-1967). P.T. es el promedio temporal y P.R. es el promedio regional.

Las mismas tasas de crecimiento se presentan en la Tabla 4.5 para las dos partidas del capital público. El stock de infraestructuras básicas ha aumentado durante todo el período a unas

tasas elevadísimas a principios de período, que van disminuyendo con el tiempo hasta 1985, en donde vuelven a aumentar ligeramente. Las excepciones las presentan las regiones de La Rioja en 1985-1987 y Navarra en 1983, que presentan en dichos años tasas de crecimiento negativas. Respecto al capital público social, las tasas de crecimiento son muy elevadas, en torno al 37% durante los primeros años, reduciéndose hasta 1987 pero aún con tasas superiores a las del capital básico, y aumentando nuevamente a partir de ese año. Ni un solo valor de dicha tasa es negativo.

**Tabla 4.5 Tasas de crecimiento de los stocks de capital público básico y social por regiones**

	1967	1971	1975	1979	1983	1987	1991	1967	1971	1975	1979	1983	1987	1991
	Kgb							Kgs						
AND	0,235	0,231	0,090	0,056	0,093	0,096	0,225	0,386	0,347	0,192	0,178	0,055	0,102	0,132
ARA	0,305	0,070	0,230	0,019	0,038	0,041	0,102	0,341	0,395	0,138	0,120	0,058	0,052	0,134
AST	0,363	0,084	0,109	0,007	0,125	0,050	0,170	0,372	0,241	0,144	0,117	0,106	0,068	0,090
BAL	0,355	0,150	0,092	0,024	0,050	0,140	0,100	0,383	0,308	0,272	0,119	0,077	0,102	0,159
CAN	0,499	0,182	0,177	0,095	0,065	0,054	0,122	0,350	0,409	0,228	0,122	0,105	0,066	0,209
CANT	0,190	0,096	0,099	0,059	0,109	0,136	0,258	0,332	0,450	0,271	0,157	0,082	0,071	0,125
C-M	0,173	0,175	0,099	0,024	0,076	0,114	0,168	0,313	0,329	0,220	0,102	0,103	0,074	0,100
C-L	0,208	0,086	0,093	0,021	0,102	0,052	0,133	0,328	0,271	0,136	0,085	0,083	0,071	0,109
CAT	0,423	0,196	0,147	0,003	0,057	0,068	0,158	0,375	0,420	0,188	0,122	0,088	0,086	0,165
EXT	0,241	0,056	0,035	0,042	0,071	0,159	0,203	0,342	0,227	0,194	0,097	0,118	0,096	0,146
GAL	0,185	0,032	0,108	0,115	0,084	0,072	0,147	0,296	0,368	0,155	0,116	0,058	0,074	0,161
RIO	0,207	0,058	0,065	0,614	-0,002	-0,007	0,033	0,321	0,254	0,130	0,098	0,101	0,063	0,091
MAD	0,408	0,256	0,118	0,018	0,037	0,087	0,144	0,423	0,775	0,174	0,168	0,061	0,076	0,165
MUR	0,139	0,084	0,371	0,149	0,146	0,191	0,208	0,436	0,337	0,186	0,192	0,148	0,126	0,161
NAV	0,076	0,022	0,481	0,060	-0,019	0,093	0,142	0,478	0,409	0,229	0,087	0,145	0,157	0,288
PV	0,363	0,233	0,112	0,083	0,081	0,107	0,082	0,372	0,629	0,143	0,114	0,053	0,104	0,098
VAL	0,295	0,261	0,231	0,046	0,110	0,054	0,149	0,402	0,393	0,198	0,161	0,106	0,085	0,172
P.R.	0,274	0,134	0,156	0,084	0,072	0,089	0,150	0,368	0,386	0,188	0,127	0,091	0,087	0,147

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: Las tasas de crecimiento son bianuales (dado que así están ofrecidos los datos), excepto en el caso del año 1967 en donde la tasa de crecimiento es trianual (1964-1967). P.R. es el promedio regional.

Sin embargo, si se quiere saber cuáles son las regiones que presentan una mejor dotación de capital público, el dato más explicativo viene dado por el ratio capital público/output o capital público/capital privado.

Las regiones que presentan un mayor porcentaje de capital público básico por unidad de output (Tabla 4.6) en los primeros años del período son Extremadura, Aragón, Castilla La Mancha, Castilla-León, Navarra y Galicia, mientras que entre las que presentan un menor porcentaje se encuentran las de Madrid, Cataluña, País Vasco y Valencia. Parece ser, por tanto, que las regiones que experimentan una mayor actividad económica privada han sido

menos favorecidas por las administraciones públicas a la hora de dotar sus áreas con infraestructuras de transportes, obras hidráulicas y estructuras urbanas. Dicha estructura se va repitiendo, más o menos, hasta llegar a finales del período, aunque hay que resaltar que Andalucía y La Rioja ven paulatinamente aumentar el porcentaje de infraestructuras básicas sobre el output. En conclusión, se observan grandes diferencias entre las distintas regiones españolas.

**Tabla 4.6** Ratio capital público básico/output

	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	P.T.
AND	0,254	0,283	0,322	0,327	0,313	0,296	0,316	0,316	0,326	0,341	0,346	0,337	0,360	0,417	0,325
ARA	0,396	0,468	0,464	0,457	0,415	0,464	0,527	0,513	0,541	0,488	0,483	0,450	0,432	0,471	0,469
AST	0,264	0,307	0,319	0,297	0,271	0,271	0,284	0,280	0,297	0,307	0,329	0,309	0,319	0,386	0,303
BAL	0,177	0,219	0,186	0,172	0,159	0,202	0,195	0,184	0,177	0,160	0,162	0,162	0,173	0,186	0,180
CAN	0,276	0,374	0,332	0,310	0,300	0,356	0,366	0,355	0,350	0,359	0,345	0,293	0,297	0,353	0,333
CANT	0,196	0,226	0,208	0,202	0,203	0,204	0,213	0,216	0,236	0,234	0,253	0,270	0,304	0,386	0,239
C-M	0,431	0,473	0,454	0,460	0,459	0,459	0,463	0,449	0,467	0,473	0,471	0,466	0,462	0,517	0,465
C-L	0,385	0,436	0,443	0,427	0,426	0,420	0,437	0,412	0,451	0,435	0,445	0,416	0,406	0,481	0,430
CAT	0,112	0,147	0,154	0,159	0,178	0,176	0,180	0,175	0,178	0,178	0,183	0,173	0,163	0,189	0,168
EXT	0,542	0,581	0,619	0,554	0,538	0,524	0,527	0,490	0,508	0,563	0,491	0,515	0,526	0,598	0,541
GAL	0,330	0,341	0,314	0,282	0,267	0,248	0,264	0,272	0,292	0,292	0,294	0,278	0,285	0,326	0,292
RIO	0,242	0,275	0,274	0,259	0,246	0,234	0,559	0,774	0,802	0,686	0,690	0,623	0,540	0,561	0,483
MAD	0,080	0,099	0,110	0,116	0,123	0,108	0,105	0,107	0,111	0,107	0,109	0,106	0,103	0,115	0,107
MUR	0,210	0,222	0,184	0,185	0,157	0,187	0,217	0,228	0,244	0,269	0,274	0,282	0,296	0,349	0,236
NAV	0,355	0,349	0,331	0,298	0,292	0,374	0,506	0,524	0,518	0,456	0,446	0,418	0,378	0,422	0,405
PV	0,139	0,165	0,178	0,188	0,208	0,196	0,228	0,275	0,295	0,284	0,324	0,323	0,320	0,333	0,247
VAL	0,169	0,189	0,190	0,204	0,207	0,221	0,254	0,246	0,243	0,249	0,250	0,228	0,229	0,262	0,224
P.R.	0,268	0,303	0,299	0,288	0,280	0,291	0,332	0,342	0,355	0,346	0,347	0,332	0,329	0,374	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: P.T. es el promedio temporal y P.R. es el promedio regional.

Respecto al ratio capital público social/output (Tabla 4.7), Extremadura, Castilla-León, La Rioja, Galicia, Andalucía, Aragón y Castilla-La Mancha son las que presentan un ratio mayor a principios del período, encontrándose Madrid, Cataluña, Baleares, País Vasco y Navarra en el extremo contrario. Con el paso de los años siguen apareciendo las mismas regiones, si bien hay que tener en cuenta que Valencia empieza a estar entre las peor dotadas por unidad de output (seguramente debido a los importantes aumentos de output que experimenta) y La Rioja deja de presentar un ratio elevado. Las diferencias que se observan entre regiones son, no obstante, menores que en el caso del capital público básico.

Tabla 4.7 Ratio capital público social/output

	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	P.T.
AND	0,048	0,060	0,069	0,077	0,084	0,086	0,098	0,109	0,114	0,115	0,114	0,112	0,110	0,117	0,094
ARA	0,048	0,059	0,062	0,079	0,082	0,085	0,091	0,097	0,105	0,096	0,098	0,092	0,089	0,100	0,085
AST	0,042	0,049	0,054	0,057	0,059	0,061	0,069	0,075	0,084	0,085	0,094	0,090	0,093	0,104	0,073
BAL	0,023	0,029	0,028	0,029	0,030	0,045	0,053	0,054	0,054	0,050	0,049	0,048	0,051	0,058	0,043
CAN	0,042	0,052	0,048	0,054	0,065	0,080	0,089	0,088	0,092	0,098	0,103	0,089	0,087	0,112	0,079
CANT	0,032	0,042	0,044	0,056	0,064	0,074	0,085	0,094	0,101	0,098	0,105	0,106	0,105	0,119	0,080
C-M	0,047	0,058	0,066	0,076	0,077	0,085	0,094	0,098	0,106	0,111	0,112	0,107	0,099	0,104	0,089
C-L	0,058	0,072	0,084	0,094	0,097	0,099	0,106	0,107	0,121	0,115	0,118	0,112	0,107	0,124	0,101
CAT	0,019	0,023	0,026	0,032	0,036	0,037	0,041	0,045	0,048	0,050	0,053	0,051	0,048	0,056	0,040
EXT	0,062	0,072	0,085	0,088	0,089	0,100	0,115	0,112	0,121	0,140	0,127	0,126	0,127	0,138	0,107
GAL	0,050	0,057	0,062	0,074	0,083	0,080	0,085	0,088	0,095	0,092	0,099	0,094	0,098	0,114	0,084
RIO	0,051	0,063	0,066	0,074	0,075	0,076	0,087	0,082	0,088	0,083	0,088	0,085	0,076	0,083	0,077
MAD	0,018	0,023	0,031	0,046	0,053	0,049	0,054	0,063	0,072	0,071	0,070	0,068	0,066	0,075	0,054
MUR	0,041	0,055	0,056	0,070	0,061	0,063	0,074	0,080	0,086	0,095	0,097	0,094	0,095	0,108	0,077
NAV	0,023	0,031	0,033	0,042	0,051	0,054	0,068	0,072	0,075	0,077	0,086	0,085	0,085	0,107	0,064
PV	0,023	0,028	0,030	0,042	0,053	0,052	0,060	0,074	0,083	0,078	0,085	0,084	0,088	0,093	0,062
VAL	0,030	0,036	0,042	0,050	0,052	0,054	0,064	0,069	0,071	0,072	0,075	0,070	0,069	0,080	0,060
P.R.	0,039	0,048	0,052	0,061	0,065	0,069	0,078	0,083	0,089	0,090	0,093	0,089	0,088	0,100	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: P.T. es el promedio temporal y P.R. es el promedio regional.

Estas dos tablas se presentan también para el ratio capital público-capital privado (Tablas 4.8 y 4.9).

Tabla 4.8 Ratio capital público básico/capital privado

	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	P.T.
AND	0,079	0,085	0,093	0,102	0,100	0,096	0,098	0,097	0,094	0,096	0,099	0,104	0,113	0,127	0,099
ARA	0,134	0,154	0,159	0,152	0,141	0,157	0,177	0,169	0,164	0,161	0,162	0,164	0,164	0,171	0,159
AST	0,073	0,087	0,090	0,089	0,091	0,091	0,089	0,086	0,090	0,099	0,102	0,103	0,105	0,118	0,094
BAL	0,094	0,088	0,072	0,069	0,065	0,062	0,061	0,058	0,055	0,056	0,064	0,066	0,064	0,063	0,067
CANT	0,103	0,115	0,116	0,118	0,113	0,120	0,125	0,127	0,124	0,126	0,125	0,121	0,118	0,121	0,119
CANT	0,058	0,058	0,056	0,056	0,054	0,055	0,056	0,057	0,059	0,064	0,068	0,075	0,092	0,112	0,066
C-M	0,141	0,150	0,142	0,149	0,153	0,147	0,140	0,130	0,123	0,123	0,128	0,135	0,145	0,159	0,140
C-L	0,133	0,144	0,141	0,138	0,135	0,130	0,130	0,123	0,116	0,120	0,122	0,127	0,133	0,145	0,131
CAT	0,051	0,056	0,057	0,061	0,067	0,068	0,066	0,062	0,060	0,062	0,065	0,066	0,069	0,075	0,063
EXT	0,163	0,180	0,171	0,165	0,159	0,150	0,143	0,137	0,120	0,118	0,120	0,135	0,143	0,165	0,148
GAL	0,106	0,105	0,093	0,086	0,082	0,081	0,085	0,088	0,087	0,091	0,090	0,094	0,099	0,107	0,092
RIO	0,110	0,112	0,110	0,101	0,095	0,087	0,194	0,281	0,263	0,249	0,240	0,226	0,213	0,205	0,178
MAD	0,040	0,045	0,047	0,052	0,051	0,050	0,048	0,046	0,045	0,045	0,048	0,050	0,051	0,054	0,048
MUR	0,059	0,056	0,052	0,051	0,050	0,061	0,065	0,069	0,070	0,076	0,083	0,093	0,097	0,105	0,071
NAV	0,130	0,122	0,121	0,110	0,102	0,134	0,177	0,174	0,166	0,160	0,160	0,168	0,167	0,174	0,148
PV	0,047	0,054	0,059	0,066	0,073	0,074	0,082	0,086	0,088	0,096	0,108	0,119	0,123	0,128	0,086
VAL	0,060	0,060	0,058	0,064	0,070	0,074	0,078	0,075	0,070	0,074	0,077	0,077	0,078	0,082	0,071
P.R.	0,093	0,098	0,096	0,096	0,094	0,096	0,107	0,110	0,106	0,107	0,109	0,113	0,116	0,124	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: P.T. es el promedio temporal y P.R. es el promedio regional.

En esencia, la conclusión es la misma. Las regiones que más han crecido en su sector privado son las que ofrecen unos ratios infraestructuras/capital privado menores, es decir, para producir con una unidad de capital privado, poseen menos unidades de capital público que las regiones más retrasadas económicamente. Se ha de destacar un hecho: Madrid y el País Vasco presentan unos ratios capital público social/capital privado que son incluso superiores a la media nacional, por lo que no parecen estar infradotadas de infraestructuras respecto a su dotación de capital privado.

**Tabla 4.9** Ratio capital público social/capital privado

	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	P.T.
AND	0,015	0,018	0,020	0,024	0,027	0,028	0,030	0,034	0,033	0,032	0,033	0,034	0,034	0,036	0,028
ARA	0,016	0,019	0,021	0,026	0,028	0,029	0,030	0,032	0,032	0,032	0,033	0,033	0,034	0,036	0,029
AST	0,012	0,014	0,015	0,017	0,020	0,021	0,022	0,023	0,025	0,028	0,029	0,030	0,031	0,032	0,023
BAL	0,012	0,012	0,011	0,012	0,012	0,014	0,016	0,017	0,017	0,018	0,020	0,020	0,019	0,020	0,016
CAN	0,016	0,016	0,017	0,020	0,024	0,027	0,030	0,032	0,033	0,034	0,038	0,037	0,035	0,038	0,028
CANT	0,010	0,011	0,012	0,016	0,017	0,020	0,022	0,025	0,025	0,027	0,028	0,030	0,032	0,035	0,022
C-M	0,015	0,018	0,021	0,025	0,026	0,027	0,028	0,028	0,028	0,029	0,030	0,031	0,031	0,032	0,026
C-L	0,020	0,024	0,027	0,031	0,031	0,031	0,032	0,032	0,031	0,032	0,032	0,034	0,035	0,037	0,031
CAT	0,008	0,009	0,010	0,012	0,014	0,014	0,015	0,016	0,016	0,017	0,019	0,019	0,020	0,022	0,015
EXT	0,019	0,022	0,023	0,026	0,026	0,029	0,031	0,031	0,029	0,029	0,031	0,033	0,035	0,038	0,029
GAL	0,016	0,018	0,018	0,022	0,026	0,026	0,027	0,028	0,028	0,029	0,030	0,032	0,034	0,038	0,027
RIO	0,023	0,026	0,026	0,029	0,029	0,028	0,030	0,030	0,029	0,030	0,031	0,031	0,030	0,030	0,029
MAD	0,009	0,010	0,013	0,021	0,022	0,023	0,025	0,027	0,029	0,030	0,031	0,032	0,033	0,036	0,024
MUR	0,012	0,014	0,016	0,019	0,019	0,021	0,022	0,024	0,025	0,027	0,029	0,031	0,031	0,033	0,023
NAV	0,008	0,011	0,012	0,015	0,018	0,019	0,024	0,024	0,024	0,027	0,031	0,034	0,037	0,044	0,023
PV	0,008	0,009	0,010	0,015	0,019	0,020	0,022	0,023	0,025	0,026	0,028	0,031	0,034	0,036	0,022
VAL	0,010	0,011	0,013	0,016	0,018	0,018	0,020	0,021	0,021	0,022	0,023	0,024	0,023	0,025	0,019
P.R.	0,013	0,015	0,017	0,020	0,022	0,023	0,025	0,026	0,026	0,028	0,029	0,030	0,031	0,033	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de FBBV(1995).

Nota: P.T. es el promedio temporal y P.R. es el promedio regional.

Estos datos de la relación capital público-capital privado para cada una de las regiones han sido utilizados por Sala-i-Martín (1997) para hacer predicciones del crecimiento económico según el modelo de descompensaciones del capital. Utilizando la fórmula desarrollada por Mulligan y Sala-i-Martín (1993) que vincula la relación Kg/Kp con la tasa de crecimiento, muestra cómo la región con una tasa de crecimiento superior es Baleares, seguida de Madrid y Cataluña, que son las regiones con menores valores para la relación Kg/Kp, mientras que con un crecimiento inferior se encuentran Extremadura y La Rioja. La implicación que obtiene Sala-i-Martín (1997) es que se espera que las tasas de crecimiento sean pequeñas en regiones como Extremadura, La Rioja o las dos Castillas debido a la descompensación que

hay entre el capital público y el privado. En otras palabras, como consecuencia de las políticas de inversión pública del pasado, existe demasiado capital público en estas regiones en relación al capital privado que poseen. Y si además, las inversiones públicas procedentes de los fondos europeos aumentan la relación  $K_g/K_p$  en estas regiones, sus tasas de crecimientos serán todavía más pequeñas, en comparación con las regiones con elevadas tasas de crecimiento como Balerares, Cataluña o Madrid. De esta forma, según dicho autor, las inversiones de los fondos estructurales europeos pueden llegar a generar mayores divergencias interregionales ya que tienden a reducir el crecimiento de las regiones con PIB per cápita menor. Por ello, Sala-i-Martin opina que una política de igualación de tasas de crecimientos requeriría inversiones públicas allá donde se da una buena rentabilidad a las mismas, es decir, regiones con fuerte actividad económica, e incentivos a la inversión privada en las regiones con menor desarrollo económico.

#### **4.5 EVIDENCIA EMPÍRICA DEL EFECTO DEL CAPITAL PÚBLICO EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS**

En el presente apartado se ofrecen los resultados de la estimación de las funciones dadas en el apartado 4.3.1 teniendo en cuenta las consideraciones sobre los diferentes métodos de estimación del apartado 4.3.2 que consideran la necesidad de introducir efectos individuales y temporales cuando se utilizan simultáneamente datos transversales y temporales. Para la realización de las estimaciones se ha utilizado el programa econométrico Limdep versión 6.0 para UNIX.

Dos son los principales aspectos que van a estudiarse. En primer lugar, se examina si existe un verdadero impacto del capital público sobre el crecimiento de la productividad del empleo, analizando si sus dos componentes, el básico ( $K_{gb}$ ) y el social ( $K_{gs}$ ), tienen el mismo tipo de efectos. A su vez, se contrastan los tipos de rendimientos a escala asociados a todos los factores, los privados y los productivos, a fin de determinar si las infraestructuras suponen unas verdaderas economías externas para el sector productivo y, en tal caso, qué categoría es la que más influye. En segundo lugar, se estudia cuál es el método de estimación adecuado para un estudio regional, analizando si la técnica usada puede ser fuente de resultados

diferentes en la literatura que trata los efectos del capital público en el crecimiento de la productividad de las regiones españolas.

Al contrario de lo que otros autores realizan en sus investigaciones (Aschauer, 1989a; García-Fontes y Serra, 1993a, 1993b; Mas *et al.*, 1995a, entre otros), en el presente trabajo no se va a introducir una tendencia lineal como medida del cambio técnico, sino que se considera que en caso de necesitarse, el efecto temporal de los datos de panel ya la tiene en cuenta.<sup>14</sup> De este modo, además de obtener una estimación eficiente de los parámetros, la introducción de este tipo de efectos temporales resulta más conveniente que la consideración de la tasa de desempleo como medida del ciclo económico.

En la Tabla 4.10 se ofrecen los resultados de la estimación de la ecuación 4.26 según los diferentes métodos de estimación: MCO, MCVD, MCGF. Además, se dan los resultados de los estadísticos que han sido analizados en el apartado 4.3.2.3 y que nos van a permitir escoger el más adecuado para el caso que nos ocupa.

---

<sup>14</sup> La especificación de la tecnología,  $A_t$ , término que recoge el efecto que una mejora en el progreso técnico tiene sobre el crecimiento de la productividad, ha sido causa de polémica en la literatura económica reciente. Así, en la mayoría de trabajos empíricos se adopta la expresión:

$$A_t = A_0 e^{gt}$$

donde  $g$  es la tasa de crecimiento de progreso tecnológico externo, aproximado por una tendencia,  $t$ . De este modo, al tomar logaritmos de la expresión anterior obtendríamos la siguiente:

$$a = a_0 + gt$$

asociando el incremento de la productividad al transcurso del tiempo. Sin embargo, siguiendo a Garcia-Milà y McGuire (1992), la incorporación de variables *dummy* temporales para cada año de la muestra nos permite controlar los hechos explicativos del estado de la tecnología así como los sucesos concretos de cada año que afectan por un igual a todas las regiones. La especificación final de la tecnología sería, por tanto:

$$a = a_0 + \lambda_t D_t$$

Es por esta razón, y dado que en la estimación de nuestro modelo siempre se acaba escogiendo el modelo de efectos fijos, que la introducción de estas técnicas de estimación nos permite desestimar la utilización de una tendencia con el objetivo de recoger el progreso técnico. Esta aproximación resulta mejor que la mera consideración del transcurso del tiempo.

**Tabla 4.10** Estimaciones de la función de producción regional con el capital público

	MCO	Modelo de componentes del error unidimensional (ef. reg.)		Modelo de componentes del error bidimensional	
		MCVD	MCGF	MCVD	MCGF
<b>Cte.</b>	-1.413 (-6.22)		-0.479 (-1.00)		-0.323 (-0.76)
<b>L</b>	0.035 (1.20)	0.149 (3.58)	0.1665 (5.57)	0.387 (7.53)	0.192 (6.47)
<b>Kp</b>	1.029 (20.70)	0.588 (11.19)	0.639 (13.71)	0.469 (10.34)	0.636 (18.04)
<b>Kgb</b>	-0.032 (-0.96)	0.097 (3.30)	0.082 (2.87)	0.047 (2.16)	0.053 (2.48)
<b>Kgs</b>	-0.017 (-0.41)	0.159 (5.40)	0.142 (5.12)	-0.044 (-1.10)	0.133 (5.62)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.98	0.99			
<b>Test F</b>		F(H <sub>0</sub> )= 54.997 (p:0.000)		F(H <sub>1</sub> )= 65.847 (p:0.000) F(H <sub>2</sub> )= 71.587 (p:0.000)	
<b>Test LM</b>			LM= 759.035 (p:0.000)		LM= 764.269 (p:0.000)
<b>Test Hausman</b>			H= 9.37 (p:0.052)		H= 38.674 (p:0.000)

NOTAS: Estadísticos de la *t* en paréntesis. *p* es la probabilidad de los contrastes. La variable dependiente es  $\ln(Y_{it})$

Inicialmente, la primera columna ofrece los resultados de aplicar la estimación MCO sin ningún tipo de efectos, observándose que el coeficiente estimado para el capital privado presenta un valor de 1.03 y el del empleo el 0.03, cifras difícilmente creíbles. Asimismo, ni el capital público básico ni el social supondrían, a tenor de estas estimaciones, un impacto significativo en el output privado. No obstante, las participaciones para los factores privados, excesivamente elevada para el capital privado y baja para el empleo, nos hacen sospechar sobre la falta de fiabilidad de las estimaciones obtenidas. De hecho, la inconsistencia de los resultados se demuestra por los altos valores de los estadísticos, tanto el de la F como el de los LM para el caso unidimensional, lo que nos permite concluir que resulta necesario el uso de métodos de estimación que consideren efectos individuales.

Los resultados de las dos siguientes columnas de la Tabla 4.10 responden a este fin, ofreciendo las estimaciones de efectos fijos (MCVD) y aleatorios (MCGF). Para ambos casos los resultados son muy similares y van a ser comentados conjuntamente. El empleo presenta

un coeficiente significativo de valor comprendido entre 0.14 y 0.16 según el método de estimación escogido, mientras que el capital privado tiene una elasticidad en torno al 0.60, siendo altamente significativo. Estos resultados son plausibles para la economía española del período 1964-1991 y similares a los obtenidos en otros trabajos como Mas *et al.* (1995a, 1997), de la Fuente (1996) y López-Bazo *et al.* (1998b). El coeficiente para el capital público básico resulta significativo con una elasticidad del 0.081-0.096, mientras que el capital público social también lo es con una elasticidad del 0.14-0.15. No obstante, los resultados de los contrastes de la *F* y de los *LM* nos vuelven a indicar que no son los métodos de estimación más adecuados, pues además de considerar efectos individuales resulta necesario la inclusión de efectos temporales.

En las dos últimas columnas se muestran los resultados de la estimación del modelo bidimensional. Las elasticidades de los factores privados varían bastante de considerar el modelo de efectos fijos al de efectos aleatorios. Mientras que las participaciones del empleo y del capital privado son de 0.38 y 0.46 respectivamente en el modelo de efectos fijos, pasan a ser de 0.19 y 0.63 en el de aleatorios, siendo todos ellos significativos. Asimismo, las diferencias son importantes en lo que se refiere a la significación y valores de los parámetros correspondientes a los dos componentes del capital público: el básico es, en ambos casos, significativo y con un parámetro similar (0.047, 0.053) pero el capital social es significativo y elevado en el modelo de efectos aleatorios, y no significativo en el de efectos fijos. Por tanto, la elección entre uno y otro es importante de cara a las conclusiones que se pueden extraer. El test de Hausman, con una probabilidad nula, nos indica que los efectos específicos regionales están correlacionados con los regresores y, por tanto, el uso del método de estimación por MCVD es el más adecuado. La elección del modelo de efectos fijos era de esperar dado que los efectos individuales regionales en la economía española se encuentran correlacionados con el resto de regresores de la función de producción, por lo que la estimación con efectos aleatorios no sería válida (Chunrong y Cassou, 1997). Los resultados obtenidos en la estimación del modelo de efectos fijos, el finalmente escogido, nos llevarían a las siguientes conclusiones: el empleo presenta una elasticidad en torno al 0.38, mientras que la del capital privado es de 0.47. El capital público básico es significativo con un valor pequeño, del 0.047

mientras que el capital público social no parece resultar significativo en la explicación del crecimiento del producto regional.

Por tanto, a la vista de los resultados presentados en la Tabla 4.10, se puede concluir, a nivel econométrico, que la falta de control de las características específicas regionales (la no utilización de las técnicas de estimación de datos de panel) puede conducirnos a falsas conclusiones sobre la efectividad de las infraestructuras en el crecimiento regional del sector privado.

De los resultados de la estimación por MCVD de la función de producción ampliada con el capital público es posible obtener el valor de los efectos fijos correspondientes tanto a los efectos individuales como los temporales. Los resultados obtenidos son los mostrados en la Tabla 4.11.

**Tabla 4.11** Estimación de los efectos fijos

Efectos fijos individuales		Efectos fijos temporales	
AND	0.084 (5)	1964	-0.327
ARA	-0.008 (8)	1967	-0.344
AST	-0.066 (10)	1969	-0.271
BAL	0.049 (6)	1971	-0.168
CAN	0.026 (7)	1973	-0.075
CANT	-0.219 (16)	1975	-0.015
C-M	-0.156 (14)	1977	0.004
C-L	-0.032 (9)	1979	0.037
CAT	0.391 (2)	1981	0.039
EXT	-0.358 (17)	1983	0.117
GAL	-0.124 (12)	1985	0.162
RIO	-0.209 (15)	1987	0.246
MAD	0.516 (1)	1989	0.305
MUR	-0.148 (13)	1991	0.289
NAV	-0.079 (11)		
PV	0.207 (3)		
VAL	0.126 (4)		

**Nota:** Los efectos fijos son los obtenidos en la estimación en logaritmos, por lo que los valores negativos en realidad son valores inferiores a 1.

Se obtiene que las regiones de Madrid, Cataluña, País Vasco, Valencia, Andalucía, Baleares y Canarias presentan un efecto fijo regional positivo, mientras que el resto presentan un valor negativo para el mismo tipo de efecto. Es decir, estas son las regiones que presentan una mejor posición relativa entre todas las regiones españolas, en cuanto que son las que mejor utilizan la tecnología de producción (regiones con mejor posición relativa en A). Las regiones que presentan un efecto positivo son aquéllas que concentran una mayor proporción de VAB, empleo y capital privado. En cuanto al efecto temporal se obtiene que hasta 1975 el efecto es negativo pero creciendo de forma importante (los valores negativos se hacen menores), pasando a ser positivo en 1977 con aumentos importantes a partir de 1983. Es decir, parece que la tecnología de producción ha presentado mejores posiciones en los años de crecimiento económico.

Una vez escogido el método de estimación adecuado, pasamos a realizar las distintas estimaciones que nos permitirán contrastar el tipo de rendimientos a escala de la economía española. La primera columna de la Tabla 4.12 nos permite contrastar el tipo de rendimientos a escala en todos los inputs (4.27), la segunda nos permite saber el tipo de rendimientos en los inputs productivos (4.29) y, por último, la tercera columna ofrece los resultados cuando se pretende contrastar el tipo de rendimientos en los inputs privados (4.28).<sup>15</sup>

Se rechaza la hipótesis de rendimientos constantes en todos los inputs obteniendo unos rendimientos decrecientes de valor 0.86. Asimismo, se rechaza la hipótesis de rendimientos constantes en los inputs productivos y los privados, obteniendo rendimientos decrecientes en ambos casos, de valores 0.90 y 0.86 respectivamente. Así, el aumento de los rendimientos al pasar de factores privados a productivos nos indica el papel positivo que tiene el capital

<sup>15</sup> El cálculo de la participación del empleo en estas especificaciones se realiza de la siguiente manera (llamando  $\Gamma$  al coeficiente que acompaña al empleo):

- \* en la especificación que contrasta los rendimientos en todos los inputs:  $\alpha=1+\Gamma-\beta-\gamma_1-\gamma_2$
- \* cuando se contrasta los rendimientos en los inputs productivos:  $\alpha=1+\Gamma-\beta-\gamma_1$
- \* si se contrasta los rendimientos en los inputs privados:  $\alpha=1+\Gamma-\beta$

Sólo se incluyen los coeficientes que sean significativos.

público básico como generador de economías externas, mientras que la diferencia entre los rendimientos de los factores productivos y de los totales resulta negativa indicando que el capital público social no ha permitido aumentar los rendimientos del sector privado, sino más bien disminuirlos. En conjunto, tal como muestran los resultados, existen rendimientos decrecientes a escala en los inputs privados (empleo y capital) con un impacto neto neutro del capital público. Concretamente, al introducir el capital básico aumentan las economías de escala que se obtienen con factores privados (pasando de 0.86 a 0.90) aunque siguen siendo decrecientes. Sin embargo, cuando se consideran las inversiones en sanidad y educación, es decir, cuando se contrastan los rendimientos en todos los factores, los rendimientos decrecientes de los factores productivos se ven reducidos (de 0.90 a 0.86).

**Tabla 4.12** Contrastación de los rend. a escala en la f. de producción

<b>Estimación del modelo bidimensional con efectos fijos</b>			
	(1)	(2)	(3)
<b>Cte.</b>	1.667	1.667	1.667
	(2.52)	(2.52)	(2.52)
<b>L</b>	-0.141	-0.969*	-0.144
	(-2.95)	(-1.81)	(-2.68)
<b>Kp/L</b>	0.469	0.469	0.469
	(10.34)	(10.34)	(10.34)
<b>Kgb/L</b>	0.0468	0.047	
	(2.16)	(2.16)	
<b>Kgs/L</b>	-0.443		
	(-1.10)		
<b>Kgb</b>			0.0468
			(2.16)
<b>Kgs</b>		-0.044	-0.044
		(-1.10)	(-1.10)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.990	0.990	0.990

**Nota:** (\*) Significativo al 10%. La columna (1) corresponde a la especificación (4.27); la (2) a la (4.29) y la (3) a la (4.28).

Por tanto, los resultados obtenidos de la estimación de los parámetros y de la contrastación de las economías de escala parecen estar en concordancia. Partiendo de rendimientos decrecientes para los factores privados, las infraestructuras básicas aumentan el valor de las

economías de escala, lo que también viene indicado por el coeficiente significativo aunque pequeño del capital público básico. Por el contrario, la componente social de las infraestructuras vuelve a reducir las economías de escala, de modo que el valor de los rendimientos para todos los factores de la economía termina siendo igual que si no actuara el sector público. Por último, el porcentaje del capital privado y del empleo es de 0.46 y 0.38 respectivamente, resultados mucho más coherentes con la teoría económica.

Resulta interesante, a la vista de las diferentes estimaciones realizadas, resaltar las que consideramos son las principales conclusiones, a la vez que se comparan las mismas con estudios similares:

1. El uso de diferentes métodos de estimación puede suponer diferentes resultados. Así, la no consideración de efectos específicos regionales (estimación por MCO) nos llevaría a aceptar la falta de significación del capital público, tanto el básico como el social. Sin embargo, al contrario de lo que sucede para la economía americana (Holtz-Eakin, 1994; Garcia-Milà *et al.*, 1996) en donde la consideración de efectos individuales reduce o invalida el impacto del capital público, en el caso español es precisamente el uso de las técnicas de datos de panel lo que nos permite obtener un efecto significativo del capital público en su componente productiva y unas contribuciones del empleo y el capital privado más creíbles. En este sentido, debe decirse que en todos los casos considerados se acaba escogiendo el modelo de efectos fijos del modelo de componentes del error bidimensional, es decir, se introducen efectos individuales y temporales. Por tanto, la utilización de información transversal en los datos y el control de las diferencias individuales provee estimaciones más eficientes de los parámetros para el caso español.
2. Una de las cuestiones principales de este capítulo es ver si la estimación de los parámetros  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  resulta, utilizando la especificación y método de estimación adecuados, significativa y positiva y, en tal caso, cuantificar su importancia. En este sentido, se ha de señalar que el parámetro que acompaña al capital público básico parece ser robusto dada su significación constante con una elasticidad del 0.046, de

modo que un aumento de un 1% del stock de capital público productivo aumentaría la productividad del empleo en 0.046%. Nuestros resultados se sitúan entre los obtenidos por el primer grupo de investigaciones a favor de un efecto positivo, significativo y elevado de las infraestructuras, y los estudios más recientes que niegan todo impacto positivo y directo de las mismas. En nuestro caso, si bien se confirma el signo del efecto predicho por Aschauer (1989a), el efecto del capital público básico es de menor importancia y, por tanto, mucho más plausible que el obtenido por él (0.39%). Por otra parte, a pesar de que la utilización de las técnicas de estimación de los datos de panel reduce el efecto de la componente básica de las infraestructuras, sigue siendo significativo y positivo, sin llegar a anularse como sucede en los estudios de Holtz-Eakin (1994) y Garcia-Milà *et al.* (1996). Una posible explicación de esta diferencia es que España partía, al inicio del período considerado, con una baja dotación infraestructural que al irse aumentando de forma importante habría influido positivamente en el crecimiento de la productividad. En el caso americano, por el contrario, con unos niveles iniciales mucho más elevados, ya se habría llegado a un cierto nivel de saturación.

Por otra parte, el efecto del capital público social no parece ser muy alentador. Así, dicho factor no es significativo en ninguno de los modelos estimados. De la misma manera, la comparación de los tipos de economías de escala de los diferentes factores proporcionan un efecto negativo a las infraestructuras sociales como economías externas, resultando ser, por tanto, deseconomías de escala. Quizás una explicación para este resultado se encuentra en que las mayores dotaciones de infraestructuras sociales pueden no repercutir apenas en la productividad del sector privado en el corto plazo pero sí suponen elevados costes para el Estado. En cambio, sí que habría un efecto más indirecto y en el largo plazo, mediante la mejor preparación de la mano de obra y su mejor estado de salud. Sin embargo, estos efectos tan sólo surgirían en el largo plazo, mientras que en el corto tan sólo se observaría el efecto distorsionador del gasto en infraestructuras sociales, al no seguir el criterio de eficiencia sino el de articulación del territorio y de igualación de las oportunidades de todas las regiones.

En comparación con el trabajo más similar al nuestro, el de Mas *et al.* (1996a),<sup>16</sup> se observa que la elasticidad del capital básico es de un valor semejante pero algo menor en nuestro caso (0.08 en su estudio) con un valor negativo y no significativo para el componente social, misma conclusión que la obtenida en nuestras estimaciones.

En conclusión, si bien el capital público parece tener un impacto positivo en el crecimiento de la productividad regional española, dista mucho de los resultados obtenidos en los estudios pioneros, poniéndose en la línea de los más actuales. Asimismo, dicho efecto ha de asignarse al componente básico de las infraestructuras ya que el impacto del componente social resulta ser negativo. De esta forma, queda justificada la opción que adoptan muchos economistas de centrarse en los efectos de las infraestructuras básicas y, en concreto, las dedicadas a transportes y telecomunicaciones que son las que representan el porcentaje más elevado dentro de este grupo.

3. Se obtienen rendimientos decrecientes en el caso de considerar sólo los factores privados, los productivos o la totalidad de factores, privados y públicos, concluyendo, asimismo, que el capital público, en sus dos componentes, tiene un efecto neutro sobre la productividad del sector privado dado que en conjunto no generan economías externas que permitan aumentar los rendimientos. Con todo, hay que destacar la diferenciación de los resultados según las funciones de las infraestructuras que se consideren. Si bien existe un efecto positivo del capital público básico como generador de externalidades, no se puede afirmar lo mismo del capital social, que tiene un efecto negativo.
4. Las elasticidades del capital privado y del empleo son 0.46 y 0.38 aproximadamente; este resultado puede parecer extraño dado que en investigaciones

---

<sup>16</sup> En Mas *et al.* (1996a) las variables que utilizan son muy similares a las utilizadas en el presente trabajo pero sin sector energético. Asimismo, en dicho trabajo no se consideran efectos temporales en los datos de panel sino una componente tendencial.

americanas similares, la tasa del empleo es mayor que la del capital privado (0.60 y 0.30 respectivamente). Sin embargo, en el estudio de Mas *et al.* (1995a, 1997) se obtienen elasticidades de 0.57 para el empleo y 0.42 para el capital privado, concluyéndose, por tanto, que a tenor de los resultados el capital privado tiene un papel más importante en el caso español que en el americano. La posible explicación puede encontrarse en el destacado aumento que ha experimentado el ratio  $Kp/L$  en la economía española, con un porcentaje del 13.5 en el caso de Extremadura (una de las regiones más pobres y dedicada principalmente a la agricultura) y un 6.68% para Madrid (una de las más ricas durante todo el período). Sin duda, estas cifras son consecuencia de la muestra temporal considerada en la que la economía española ha sufrido un proceso de modernización y capitalización con una gran reducción en la tasa de empleo, que ha sido sustituido por capital privado con el consiguiente incremento de la productividad regional.

Finalmente, señalar que los resultados obtenidos dependen de la forma en que se ha considerado el capital público en infraestructuras. Así, en las estimaciones presentadas, el capital público se introduce sin ser retardado temporalmente, sin relativizarse a la extensión o población de la región en la que se ubicó y considerando únicamente dos funciones de las infraestructuras, las básicas y las sociales. ¿Haría cambiar los resultados el hecho de considerar la variable capital público de alguna otra manera? En la siguiente sección se ofrece evidencia para responder a esta pregunta.

#### **4.6 DIFERENTES FORMAS DE CONSIDERAR EL CAPITAL PÚBLICO: ¿SE VEN AFECTADOS LOS RESULTADOS?**

##### **4.6.1 Relativización del stock de capital público**

La idea de que las infraestructuras son importantes para el producto y la productividad del sector privado se basa no en que las mismas formen parte directa del proceso productivo, sino en que hacen que la producción sea más fácil, por ejemplo, mediante la provisión de una mayor accesibilidad para las empresas y haciendo que los trabajadores estén mejor preparados. Una mayor accesibilidad se consigue cuanto mayor es la dotación de

infraestructuras de transporte de una región, mientras que la mano de obra estará mejor preparada cuantas mayores dotaciones infraestructurales de educación se posean.

No obstante, la accesibilidad no depende únicamente del número de kilómetros de carreteras o autopistas que se poseen sino de la calidad y densidad de las mismas. La densidad de la dotación infraestructural básica, la dedicada principalmente a transportes y comunicaciones, podría medirse por los kilómetros de carreteras y autopistas por unidad de superficie. Por otra parte, las unidades monetarias gastadas en educación o en sanidad no nos están recogiendo en su totalidad el efecto de una mejor salud y una mejor preparación de la población, ya que la calidad de dichos servicios es fundamental. La relativización de las dotaciones en infraestructuras sociales según la población de la región estaría recogiendo, en parte, la calidad de las mismas pues una mayor densidad del capital público implica unas mayores prestaciones per cápita, lo cual es un signo de mayor calidad. De esta manera, consideramos que el impacto del capital público quedará mejor recogido.

Siguiendo estas ideas, para recoger mejor los servicios prestados por las infraestructuras y a la vez evitar los posibles problemas derivados de los distintos tamaños de las regiones españolas, se ha repetido la estimación de la función de producción ampliada con el capital público, donde éste se introduce relativizado, es decir, relacionándolo con la superficie o la población de cada región, según que la categoría de infraestructura correspondiente sea de tipo básico o social, respectivamente. En la Tabla 4.13 se presentan dichos resultados.

Se presentan únicamente los resultados obtenidos de la estimación del modelo bidimensional con efectos fijos que es el que acaba escogiéndose según los resultados de los estadísticos. Uno de los principales aspectos a remarcar es la significación y el signo positivo de las infraestructuras básicas en todas las estimaciones (0.045-0.049), mientras que las sociales no parecen ser importantes dada su falta de significación en todas las especificaciones utilizadas excepto en aquella en la que se impone la hipótesis de rendimientos constantes en todos los inputs. Por otra parte, la elasticidad del capital privado es de 0.48/0.51, y de aproximadamente 0.29/0.34 para el empleo.

**Tabla 4.13** Estimación de la f. de producción con Kg relativizado

Estimación del modelo de componentes del error bidimensional				
<b>Cte.</b>	2.141	1.688	2.141	2.141
	(3.13)	(2.84)	(3.13)	(3.13)
<b>L</b>	-0.084		-0.129	-0.174
	(-1.33)		(-2.79)	(-3.64)
<b>Kp/L</b>	0.483	0.513	0.483	0.483
	(10.72)	(13.03)	(10.72)	(10.72)
<b>Kgb/L</b>	0.045	0.049	0.045	
	(2.07)	(2.27)	(2.07)	
<b>Kgs/L</b>	-0.045	0.086		
	(-1.00)	(2.61)		
<b>Kgb</b>				0.045
				(2.07)
<b>Kgs</b>			-0.045	-0.045
			(-1.00)	(-1.00)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.990	0.990	0.990	0.990

NOTAS: Estadísticos de significación de la *t* en paréntesis. La variable dependiente es  $Y_{it}/L_{it}$  (en logaritmos).

Asimismo, la hipótesis de rendimientos constantes a escala en todos los inputs no puede rechazarse por lo que se incluye dicha hipótesis en la estimación (2ª columna). Se obtienen rendimientos decrecientes en los factores productivos y privados indicando que las infraestructuras generan economías externas que permiten aumentar los rendimientos del sector privado. En este caso, las conclusiones sobre los parámetros no coinciden plenamente con las que se desprenden del análisis de los tipos de rendimientos. Así, partiendo de economías de escala decrecientes en los inputs privados (0.83), las infraestructuras básicas resultan ser una verdadera externalidad al permitirnos obtener unos rendimientos decrecientes superiores (los rendimientos de los factores productivos, que son 0.87). El mismo resultado se obtiene con el capital social ya que nos permite pasar de unos rendimientos de 0.87 a rendimientos constantes en todos los inputs, de lo que puede desprenderse que las inversiones sociales sí generan economías externas, al contrario de lo que parece deducirse de la falta de significatividad de su parámetro en la mayoría de las especificaciones. No obstante, las

diferencias en los rendimientos a escala entre los diferentes factores no son muy elevadas por lo que las conclusiones deben darse con cautela.

En conclusión, los parámetros estimados para los inputs privados y para el capital público básico cuando se considera la variable capital público relativizado son muy similares a los obtenidos cuando no se relativizan. Sin embargo, mientras que el tipo de efecto del capital público social cuando éste no estaba relativizado era siempre no significativo, en el caso de la relativización, dicho efecto no resulta tan claro ni por la significación de su coeficiente ni tras el análisis de los rendimientos a escala. Así, aunque dicho factor no es significativo cuando se consideran los modelos no restringidos, resulta significativamente positivo en el modelo que impone los rendimientos constantes. De la misma manera, la comparación de los tipos de economías de escala de los diferentes factores proporcionan un importante papel a las infraestructuras sociales como economías externas cuando dicho capital se encuentra relativizado a la población, y un efecto negativo en caso de no estarlo. ¿Qué se puede concluir, por tanto, sobre el efecto del capital público social? En nuestra opinión, la falta de unanimidad en los resultados obtenidos es una muestra del diferente papel que dichas infraestructuras pueden tener según el grado de desarrollo de la región. Así, en las CCAA con una fuerte actividad privada, el capital social puede estar recogiendo, por una parte, el efecto del capital humano (una mano de obra con elevada cualificación y saludable parece que debiera ser más productiva que si no tuviera tales ventajas, Munnell, 1990b) y, por otra parte, recogería las economías de aglomeración (los mejores servicios educacionales y de sanidad se concentran donde existe una fuerte atracción de la localización de la actividad). Por el contrario, en aquellas CCAA en que el sector privado es escasamente dinámico, un mayor stock en infraestructuras sociales pueden no tener un efecto significativo en el crecimiento del sector privado pero sí supondrían costes para el Estado.

Por tanto, las diferencias entre las estimaciones en las que se relativiza el capital público y las que no, son mínimas. La única a destacar se centra en el papel que tiene el capital público social. Sin embargo, dos razones nos inclinan a desestimar dicho capital: en primer lugar, el bajo porcentaje que representa dicho capital en comparación con las

infraestructuras básicas;<sup>17</sup> y en segundo término, el hecho de que tal como se ha comentado anteriormente, las infraestructuras sociales estarían recogiendo un efecto asimilable al del capital humano, si bien no sería la forma más adecuada de representación del mismo. Por estas razones, en las secciones y capítulos restantes no se van a considerar las infraestructuras sociales, dejando únicamente las referidas a transportes y comunicaciones, obras hidráulicas y estructuras urbanas, es decir, las básicas. De esta manera, seguimos utilizando el capital público sin relativizar, y evitamos el problema existente con el capital público social, a la vez que es más factible comparar resultados con otros trabajos en los que, en su mayor parte, el capital público entra sin estar relativizado.

#### 4.6.2 Retardo del stock de capital público

Parece lógico pensar que el efecto de las infraestructuras no empieza a notarse en el mismo instante en que acaban de construirse sino que requiere un lapso de tiempo. Así, si la construcción de una carretera se termina a finales de un año, entra a formar parte del stock de carreteras de ese año, pero es probable que los efectos de la misma no se dejen notar hasta el año siguiente. Es por ello que en la estimación de una función de producción puede considerarse adecuado la introducción de las variables correspondientes al capital público con un retardo temporal respecto al resto de variables. Algunos autores como Sturm (1997) y Kelejian y Robinson (1997) introducen el stock de infraestructuras retardado en el tiempo. En el primer trabajo lo introducen con un retardo de dos años, pues argumentan que de esta manera se espera recoger totalmente el efecto de las infraestructuras. En el caso del trabajo de Kelejian y Robinson incluso se aplica esta misma idea para el caso del capital privado, introduciendo ambas variables con un retardo de un año.

¿Supondrá esto un cambio en los resultados de las estimaciones? A priori, cabe pensar que el stock de las infraestructuras que realmente afectan a la producción queda mejor recogido de esta manera. No obstante, dado que es una variable stock y no flujo y, por tanto, siendo una acumulación de stocks anteriores y, dado que tal como se ha mostrado en el apartado

---

<sup>17</sup> El capital público básico representa un 80% del capital público total nacional en media para el período 1964-1991, siendo el 20% restante el dedicado a infraestructuras sociales.

4.4 en España dicha variable ha experimentado un crecimiento continuo, parece ser que la diferencia entre considerar el capital público retardado y no, no debe ser importante.

La evidencia empírica será la que nos dé una respuesta clara al respecto. Vamos a considerar la estimación de la ecuación (4.26) con un retardo temporal de las variables capital público básico y social. En el caso que nos ocupa, el hecho de retardar las variables un período temporal va a suponer introducir el stock de capital de dos años antes, con la pérdida de la primera observación temporal (1964).<sup>18</sup> Para que la comparación entre la estimación con retardos y sin retardos sea plenamente válida, se ha realizado asimismo la estimación de la función de producción en el período temporal 1967-1991 sin ningún tipo de retardo, de forma que los períodos temporales son plenamente comparables y toda diferencia entre ambas estimaciones se deberá única y exclusivamente a la distinta manera de considerar las variables referentes a las infraestructuras. En la Tabla 4.14 se comparan las dos estimaciones.

**Tabla 4.14** Comparación entre la estimación con capital público retardado y sin retardar

<b>Modelo de componentes del error bidimensional (efectos fijos)</b>		
	<b>Capital público relativizado</b>	<b>Capital público sin relativizar</b>
<b>Cte.</b>	-0.136 (-0.17)	-0.179 (-0.22)
<b>L</b>	0.409 (7.89)	0.400 (7.97)
<b>Kp</b>	0.548 (11.18)	0.550 (11.31)
<b>Kgb</b>	0.047 (2.12)	0.049 (2.29)
<b>Kgs</b>	-0.044 (-1.09)	-0.035 (-0.85)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.998	0.998

**Nota:** Período temporal: 1967-1991. Estadísticos de la *t* en paréntesis.  
La variable dependiente es  $Y_{it}$  (en logaritmos)

<sup>18</sup> Dado que el siguiente año después de 1964 en el que la FBBV ofrece los datos de VAB y empleo es 1967, el lapso de tiempo que resulta en este período concreto será de tres años en lugar de dos, que es lo que sucede con el resto de los casos.

Se presenta directamente la estimación del modelo de componentes del error bidimensional con efectos fijos, dado que es el modelo que finalmente se escoge en ambos casos tras realizar los contrastes pertinentes. De la comparación de las dos estimaciones se concluye, de manera rotunda, que los resultados no varían. Las elasticidades de los inputs privados son prácticamente idénticas, así como la del parámetro estimado para el capital público básico. Respecto al capital público social, en ambos casos la variable no es significativa por lo que las conclusiones a extraer serían exactamente las mismas.

#### **4.6.3 Desagregación funcional de las infraestructuras**

Cuando se habla de las infraestructuras públicas, la primera cuestión que surge es qué se entiende por infraestructuras y qué engloba. En los resultados que se han presentado hasta el momento se han considerado únicamente dos partidas de capital público dada su diferente función, el básico y el social. Sin embargo, dentro de cada uno de ellos, principalmente dentro del básico, existen una serie de categorías que tienen poco que ver entre sí. Así, puede pensarse que el efecto que poseen las carreteras o las autopistas no tiene nada que ver con el que puedan tener las obras hidráulicas o las estructuras urbanas dados los fines tan diferentes que persiguen. Es decir, cuando se habla de infraestructuras estamos considerando un conglomerado de funciones que pueden no tener el mismo impacto en el desarrollo económico. Es por ello que puede resultar interesante desagregar el efecto que se ha obtenido hasta el momento en los distintos impactos de las diferentes categorías de capital público, que hasta ahora se han considerado de forma global.

Algunos autores como Martin y Rogers (1995) diferencian, a nivel teórico, dos tipos de infraestructuras a la hora de analizar los efectos del capital público en el comercio, la localización y el bienestar: las domésticas, que son aquellas que favorecen los intercambios en el interior de un territorio, y las internacionales, situadas dentro del territorio y que favorecen el intercambio entre regiones. Los resultados a los que llegan dichos autores (expuestos en el Capítulo 3) son interesantes ya que permiten concluir que con libre comercio, las empresas de los sectores con rendimientos a escala se localizan en las regiones con mejores dotaciones de capital público doméstico para aprovechar las economías de escala y producir a un coste más bajo. Por el contrario, las diferencias en el capital público internacional afectan a la

sensibilidad del proceso de relocalización industrial, es decir, una elevada dotación de infraestructuras internacionales y elevados rendimientos a escala fortalecen el proceso de relocalización que surge como consecuencia de las diferentes dotaciones de capital público doméstico, pero por sí solas no inducen a la relocalización de la actividad económica.

En una función de producción parece difícil recoger estos efectos de las variaciones en la localización de las empresas como consecuencia de las infraestructuras, pero sí se pueden observar indirectamente mediante los efectos que el capital público posee en los incrementos o disminuciones del producto.

Siguiendo estas ideas, se estima la función de producción de dos maneras alternativas. En primer lugar, se consideran dos partidas globales del capital público, una que recoge las infraestructuras domésticas y otra las internacionales, para contrastar las hipótesis de Martin y Rogers. En segundo lugar, se desagrega el capital público básico y el social en todas sus partidas a fin de analizar detalladamente el efecto de cada una de ellas.

En nuestro caso, el capital público básico está formado por las siguientes infraestructuras: carreteras, autopistas, puertos, aeropuertos, infraestructura hidráulica, estructuras urbanas y el resto, que incluye básicamente el ferrocarril. Como capital público social se consideran las infraestructuras en sanidad y en educación. Siguiendo esta desagregación, como infraestructuras domésticas se incluyen las referidas a obras hidráulicas, estructuras urbanas, educación y sanidad. Las internacionales están formadas por las restantes categorías. En la primera columna de la Tabla 4.15 se presentan los resultados de la estimación de la función de producción incluyendo estas dos partidas del capital público. El método de estimación más adecuado vuelve a ser el de efectos fijos para el modelo de componentes del error bidimensional.

**Tabla 4.15** F. de producción con desagregación funcional del capital público

<b>Modelo de componentes del error bidimensional (efectos fijos)</b>		
	<b>Capital público doméstico/internacional</b>	<b>Capital público totalmente desagregado</b>
<b>Cte.</b>	1.366 (1.97)	0.371 (0.53)
<b>L</b>	0.372 (7.77)	0.409 (7.65)
<b>Kp</b>	0.482 (10.65)	0.507 (10.96)
<b>Kg int.</b>	0.022 (1.35)	
<b>Kgs dom.</b>	-0.007 (-0.27)	
<b>Kg carr.</b>		0.065 (2.05)
<b>Kg hidr.</b>		-0.004 (-0.25)
<b>Kg urb.</b>		0.014 (0.64)
<b>Kg resto</b>		-0.013 (-0.70)
<b>Kg educ.</b>		-0.126 (-3.74)
<b>Kg san.</b>		0.089 (3.99)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.998	0.994

*Nota:* Estadísticos de significación de la *t* en paréntesis. La variable dependiente es  $Y_{it}$  (en logaritmos)

De los resultados aparecen conclusiones no del todo optimistas. Los parámetros estimados de los factores privados resultan significativos y poseen signos y magnitudes coherentes y similares a los obtenidos hasta el momento. Sin embargo, las conclusiones referentes al capital público son un tanto diferentes. Ninguno de los dos componentes del capital público, internacional y local, son significativos si bien el signo del capital internacional es positivo y con un estadístico de la *t* superior. Por tanto no se puede concluir en ninguna dirección respecto a la teoría de Martin y Rogers.

En lo referente a la máxima desagregación funcional que los datos nos permite, se ha de señalar que el capital público básico no se puede desagregar en todas sus funciones dado que las correspondientes a autopistas, aeropuertos y puertos presentan valores *missing* para algunas de las observaciones por lo que no pueden ser incluidas en la estimación. Por tanto, las funciones que acaban considerándose son las de carreteras, obras hidráulicas, estructuras urbanas, el resto de infraestructuras básicas (principalmente ferrocarriles), educación y sanidad.

Según los resultados, las infraestructuras que presentan un efecto significativo sobre el producto son las carreteras, la infraestructuras de sanidad y las de educación, siendo las dos primeras de signo positivo y la tercera de signo negativo. No hay una explicación sencilla para el signo negativo de las infraestructuras en educación. Puede pensarse que este efecto negativo sea debido a un sesgo por el efecto convergencia de la variable capital público en educación, es decir, debido a un sesgo por la homogeneización de valores de esta variable en todas las regiones. También puede ser que, siguiendo con la idea apuntada por de la Fuente (1996), ciertos resultados extraños obtenidos en la estimación de la función de producción ampliada con las infraestructuras tales como la no significación de algunas variables o signos extraños, sean debidos a que la función de producción no sea el marco más adecuado en el estudio de los efectos de las infraestructuras. En el siguiente capítulo se sigue utilizando la función de producción, pero teniendo en cuenta aspectos concretos de las infraestructuras que hacen variar las especificaciones utilizadas y con ello se relativizan de los resultados hasta ahora obtenidos.

A modo de conclusión, tras la utilización de los métodos de estimación más adecuados se puede decir que el efecto del capital público es modesto y, por tanto, posee una contribución marginal que no es ni mayor ni menor que otras formas de inversión, como concluyen recientemente Crihfield y Panggabean (1995). Si realmente es un efecto tan pequeño, parece que debiera considerarse la posibilidad de que las infraestructuras no sean una externalidad a la producción que operan en la misma forma que los otros tipos de externalidades convencionales, sino que sean tan sólo (aunque ya es un papel importante) una condición necesaria pero no suficiente del incremento de la productividad (Day y Zou, 1994; Button *et*

---

*al.*, 1995). Alternativamente, pudiera argumentarse que el mayor impacto del capital público no es directo, sino a través de variaciones en el resto de factores productivos, de forma que al no poder ser éstos recogidos en una función de producción, estaríamos desvirtuando el verdadero camino de transmisión de los efectos de las infraestructuras.

## **CAPÍTULO 5**

### **OTRAS CONSIDERACIONES EN EL IMPACTO DE LAS INFRAESTRUCTURAS**

**“The Whole is more than the sum of the parts,  
in that, not only does the interrelation of parts  
bring out latent characteristics in each,  
as in any complex, but the complex as a whole  
takes on a new character not explainable out of the parts”**

**Hartshorne (1939)**

## 5.1 INTRODUCCIÓN

Si bien es cierto que los resultados obtenidos hasta el momento en lo que se refiere al papel de las infraestructuras son más plausibles que los obtenidos en otras investigaciones, y aunque se salvan varias críticas que se han hecho a la utilización de funciones de producción, no es menos cierto que la relación entre infraestructuras y crecimiento económico es muy compleja como para quedar resumida en una forma funcional tan sencilla como la tecnología Cobb-Douglas. A este respecto cabe señalar que el efecto de unas mayores dotaciones de infraestructura sobre el crecimiento económico depende de una serie de factores que pueden estar haciendo variar los resultados hasta ahora presentados.

En primer lugar, pudiera argumentarse que el mayor impacto del capital público no es directo, sino que se manifiesta a través de variaciones en el resto de factores productivos, de forma que al no quedar éstos recogidos en la función de producción Cobb-Douglas, estaríamos desvirtuando el verdadero camino de transmisión de los efectos de las infraestructuras. En la sección 5.2 se aplica el método de la expansión de variables a la función de producción ampliada con el capital público con el objeto de introducir relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre los distintos inputs de producción. La aplicación del método de expansión de variables presenta dos ventajas: por una parte, nos permite considerar si el efecto de las infraestructuras es directo o básicamente indirecto por la atracción de inversión privada; por otra parte, nos permite comprobar si el capital público tiene un efecto diferente según el tamaño existente de la red (hipótesis del efecto umbral) y el grado de congestión de las infraestructuras de la región considerada.

En segundo término, teniendo en cuenta que el ámbito de aplicación empírica en el presente trabajo es el regional, en el apartado 5.3 se estudia la posible dependencia de los resultados al ámbito territorial. En este sentido, se persiguen dos objetivos: por una parte, considerar la posible existencia de efectos *spillover* en el impacto de las infraestructuras como consecuencia de la estructura de tipo red de una parte importante de las mismas; por otra parte, estudiar la posibilidad de la aparición de efectos externos interregionales diferentes a los causados por las infraestructuras y que pueden estar influyendo en el crecimiento de las

regiones. Proponemos la utilización de las técnicas proporcionadas por la econometría espacial como las herramientas más útiles en la contrastación y consideración explícita de dichas externalidades.

Finalmente, cabe pensar que no todos los sectores económicos se benefician por igual de incrementos en la dotación de infraestructuras, por lo que en la sección 5.4 se realizan estimaciones similares a las hasta ahora presentadas pero para los principales sectores económicos a fin de concluir si es válida la hipótesis de que es la industria la que mayores beneficios obtiene de los incrementos en la dotación infraestructural. Asimismo, centrándonos en el sector industrial y partiendo de la idea de que la evolución de un sector se encuentra influida por la evolución del resto de sectores de la economía, se busca una forma de contrastar la existencia de posibles externalidades intersectoriales y su introducción explícita en las funciones de producción.

Estos tres aspectos hacen que la relación entre infraestructuras y crecimiento a nivel regional sea de una naturaleza compleja por lo que en las distintas secciones de este capítulo pretendemos que la consideración explícita de los mismos nos permita obtener resultados más coherentes o cuanto menos más clarificadores de esta compleja relación.

## **5.2 INFRAESTRUCTURAS Y PRODUCTO: ¿VÍNCULO DIRECTO O INDIRECTO?**

### **5.2.1 Efecto directo e indirecto de las infraestructuras. La expansión de variables**

La función de producción Cobb-Douglas ha sido ampliamente criticada bajo la idea de que es una forma funcional muy restrictiva al no permitir la existencia de relaciones de sustituibilidad y complementariedad entre los inputs. Así, se puede pensar que incrementos en el capital público pueden afectar al producto no únicamente de forma directa sino también indirectamente. En el primero de los casos, el capital público entraría en la función de producción a través de mejoras en la tecnología de producción, permitiendo aumentar los rendimientos a escala. Pero además, las infraestructuras permiten incrementar la productividad marginal de los factores privados o reducir las cantidades usadas de los mismos

en el proceso productivo. Este efecto indirecto se sumaría a las reducciones de costes por la mejora en la accesibilidad. En la función de producción que se ha estimado hasta este momento el parámetro del capital público estaría mezclando ambos efectos por lo que no resulta posible desmenuzar el entramado de relaciones que mantienen las infraestructuras con el resto de factores productivos.

Asimismo, el efecto que tiene el capital público en el producto depende no sólo de la cantidad presente del mismo sino también de la cantidad del resto de factores de producción, ya que parece lógico pensar que dicho efecto se encuentra condicionado al nivel de desarrollo de la zona en que se implanta la infraestructura. De hecho, la misma idea se puede trasladar a cualquier otro factor de producción, en el sentido de que el impacto de cualquiera de ellos sobre el producto depende de la cantidad existente del resto de factores de producción y, en consecuencia, de la interacción con ellos.

Esta última cuestión tiene un reflejo directo en el campo econométrico: la inestabilidad paramétrica. Considérese un modelo econométrico que relaciona una variable dependiente  $y$  con un conjunto de variables independientes  $x_1, \dots, x_m$  en un espacio  $Z$  con una serie de variables contextuales  $z_1, \dots, z_k$ . El modelo es inestable en el contexto definido por las variables  $Z$  si posee diferentes valores de los parámetros en los diferentes puntos del espacio  $Z$ . Es decir, los parámetros de una regresión (e incluso la forma funcional de la misma) pueden variar con la localización, siendo no homogéneos en toda la muestra. Esta falta de estabilidad del comportamiento de una variable en el espacio puede surgir, por ejemplo, cuando se utiliza una muestra con observaciones muy diferentes entre sí.

La falta de homogeneidad de las observaciones en la muestra queda patente en el caso de las variables que aparecen en la función de producción de las regiones españolas, pudiendo causar problemas de inestabilidad paramétrica y, por tanto, de heterogeneidad espacial. Estas diferencias son debidas, en parte, al hecho de que el crecimiento económico cambia según los niveles de desarrollo que se hayan alcanzado. Economías en diferentes etapas de desarrollo tienen muy diferentes características estructurales y capacidades productivas, de forma que no tiene mucho sentido pensar que aumentos en los factores privados o en el capital público puedan producir el mismo efecto, independientemente de tales diferencias.

Centrándonos en el caso de las infraestructuras y sin ánimo de ser exhaustivos<sup>1</sup> los trabajos de Isserman *et al.* (1989) y de Sasaki *et al.* (1995) analizan como una misma dotación de capital público resulta más efectiva en áreas con una cierta actividad económica y con presencia de economías de aglomeración que en zonas de menor nivel económico o áreas suburbanas. Asimismo, Nijkamp (1986) establece el problema umbral de las infraestructuras por el que se requiere la existencia de una capacidad mínima de capital en infraestructura para que las mismas supongan un impacto diferenciable en el desarrollo económico de un área. Por tanto, en el caso del factor público, su efecto depende no únicamente de la dotación del resto de factores productivos (directamente relacionado con el nivel de desarrollo) sino también de la cantidad existente del propio factor.

En la presente sección se utilizará el método de la expansión de variables para solucionar la posible inestabilidad paramétrica que puede surgir en la función de producción como consecuencia de los argumentos teóricos dados anteriormente. Con la utilización de la expansión de parámetros podremos estudiar los dos aspectos señalados. Por una parte, se podrá hacer depender el impacto de cada factor de producción de las cantidades existentes del resto de factores y de él mismo y, por otra, se podrá disgregar el efecto del capital público en sus diferentes componentes.

La metodología de la expansión (Casetti, 1972; 1986; 1991) combina una técnica y una filosofía que se adecuan con facilidad a la investigación de la inestabilidad paramétrica de los modelos econométricos.

Como técnica, la expansión de parámetros requiere la realización de los siguientes pasos (Casetti, 1972; Casetti y Poon, 1995):

- a) se especifica un *modelo inicial*;
- b) al menos algunos de los parámetros de este modelo inicial se redefinen a través de las *ecuaciones de expansión*, de forma que representen funciones de variables aleatorias;

---

<sup>1</sup> En el Capítulo 3 se ha realizado un resumen exhaustivo de distintos trabajos que han estudiado el efecto de las infraestructuras según el nivel de desarrollo económico de la zona en la que se ubican.

- c) los parámetros expandidos se reemplazan en el modelo inicial, creando así el *modelo terminal*;
- d) las expansiones pueden reiterarse, dado que el modelo terminal obtenido de una expansión puede convertirse en el modelo inicial de la siguiente.

El modelo inicial suele ser una relación con una base teórica consistente y las ecuaciones de expansión del modelo reflejan las variaciones contextuales de esta relación. De esta manera el modelo terminal que se obtiene engloba en la misma entidad tanto el modelo como el cambio contextual. La identidad del modelo inicial se mantiene pero al mismo tiempo dicho modelo acaba siendo moldeado de forma que engloba realidades contextuales más complejas que no formaban parte de él en un principio.

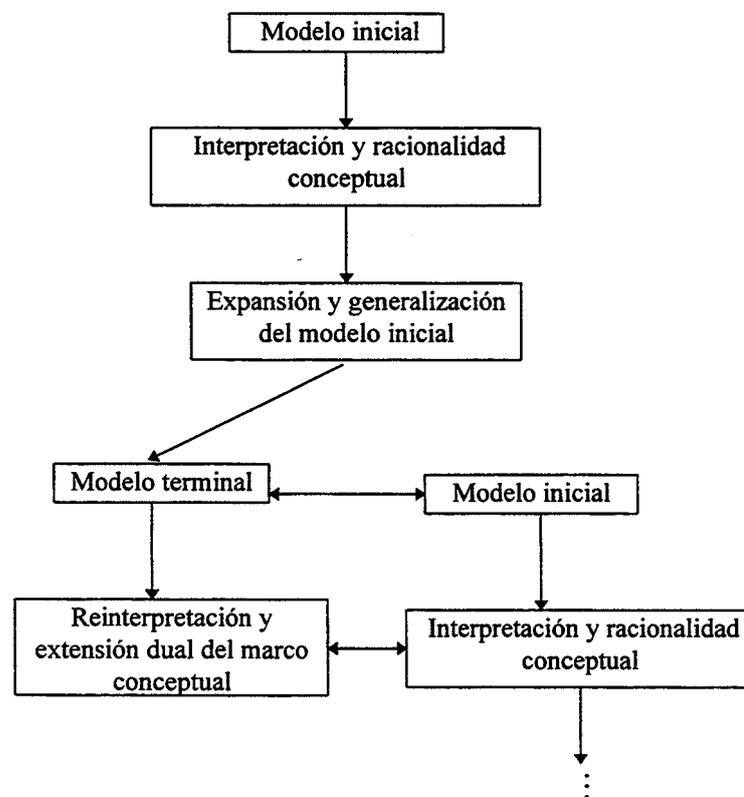


Figura 5.1 Etapas operacionales del método de expansión de variables

Como filosofía de investigación, la expansión de parámetros sugiere que cualquier relación teórica bien fundada puede ser vista como un bloque de construcción de estructuras teóricas

más complejas, que reflejarían la teoría que hay detrás del modelo inicial y la teoría sobre el nexo de unión entre el modelo inicial y sus contextos.

En la Figura 5.1 se presenta un esquema formal de la aplicación del método de la expansión de variables. Así, esta práctica econométrica sugiere que no es cierta la hipótesis que adoptan la mayoría de los modelos econométricos por la que parece ser que dichos modelos poseen una validez universal o cuasi-universal. Es decir, que no existe variación en los parámetros del modelo a lo largo de los datos con los cuales se estima. Por el contrario, según el método de la expansión, la variación en las relaciones debe ser investigada para concluir sobre la existencia de estabilidad/inestabilidad paramétrica.

Se exponen a continuación las generalidades del método de expansión de variables. Se parte de un modelo inicial que consiste en una relación lineal entre una variable aleatoria independiente  $y$ ,  $m$  variables independientes  $x_1, x_2, \dots, x_m$  y un término aleatorio  $u$ :

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \dots + \alpha_m x_m + u \quad (5.1)$$

Se asume la hipótesis de que el modelo (5.1) cambia en un contexto definido por las variables  $z_1, \dots, z_k$  y que este cambio se puede especificar mediante las siguientes ecuaciones de expansión lineal:

$$\begin{aligned} \alpha_0 &= \beta_{00} + \beta_{01} z_1 + \dots + \beta_{0k} z_k \\ \alpha_1 &= \beta_{10} + \beta_{11} z_1 + \dots + \beta_{1k} z_k \\ &\vdots \\ \alpha_m &= \beta_{m0} + \beta_{m1} z_1 + \dots + \beta_{mk} z_k \end{aligned} \quad (5.2)$$

Las coordenadas de cualquier punto en el espacio son un vector de valores  $k$  de las variables  $z_1, z_2, \dots, z_k$ . Si al menos algunos de los parámetros  $\beta$  en (5.2) que están asociados a las variables  $z$  resultan ser diferentes de cero, entonces cada punto del espacio está asociado con una distinta realización del modelo inicial (5.1) y se puede decir que el modelo cambia en el espacio  $Z$ . Por el contrario, si todos los parámetros asociados a las variables  $z$  resultan ser de

valor cero, cada punto del espacio tendrá la misma realización del modelo inicial, en cuyo caso dicho modelo es estable. Substituyendo las expresiones de la derecha de (5.2) por los coeficientes correspondientes en (5.1) se obtiene el siguiente modelo final:

$$\begin{aligned}
 y = & \beta_{00} + \beta_{01}z_1 + \dots + \beta_{0k}z_k + \\
 & \beta_{10}x_1 + \beta_{11}x_1z_1 + \dots + \beta_{1k}x_1z_k + \\
 & \vdots \\
 & \beta_{m0}x_m + \beta_{m1}x_mz_1 + \dots + \beta_{mk}x_mz_k + u
 \end{aligned}
 \tag{5.3}$$

El primer y segundo subíndice de cada  $\beta$  representa qué variables  $x$  y  $z$ , respectivamente, le acompañan.

Siempre que se genera un modelo terminal a partir de un modelo inicial lineal por medio de ecuaciones de expansión lineales, existe un segundo modelo inicial lineal y sus ecuaciones de expansión lineales asociadas que nos llevarían al mismo modelo terminal (Casetti, 1986). Este suceso se denomina dualidad intrínseca.

Casetti y Poon (1995) ofrecen la siguiente estrategia para contrastar si el vector de parámetros  $\beta$  cambia en el espacio. Dicha estrategia consiste simplemente en contrastar la hipótesis nula de que los elementos y grupos de elementos de  $\beta$  son cero. En concreto:

- i. Si ninguno de los coeficientes asociados a las variables  $z$  es diferente de cero, pero todos o algunos de los coeficientes de las variables  $x$  son diferentes de cero, el modelo primal (o un subconjunto de él) es válido y es estable.
- ii. Si ninguno de los coeficientes de los términos de las variables  $x$  es diferente de cero, pero todos o algunos de los coeficientes de las variables  $z$  son diferentes de cero, el modelo dual inicial (o un subconjunto de él) es válido y estable.
- iii. Si todos o algunos de los coeficientes de las variables  $x$  y todos o algunos de los coeficientes de las variables  $z$  son diferentes de cero, ambos modelos, el primal y el dual inicial (o subconjuntos de ellos) son válidos y cambian en el espacio.

### 5.2.2 Modelo empírico: La función de producción expandida

Siguiendo las ideas expuestas en el apartado anterior, los coeficientes de las variables que aparecen en la función de producción no tienen por qué ser estables a lo largo de toda la muestra. La economía regional española en el período que estamos considerando, 1964-1991, presenta desigualdades importantes en la distribución de la renta, el empleo y las dotaciones de capital público y privado. En concreto, estando interesados en el papel que posee el sector público en el crecimiento económico, no resulta descabellado pensar que el papel de las infraestructuras va a ser diferente según el nivel de desarrollo del área en el que se ubican (efecto umbral). Y si esta proposición es válida para el caso del capital público, ¿por qué no va a serlo en el caso del resto de factores productivos?<sup>2</sup> En este apartado se van a introducir estas ideas a la función de producción mediante la aplicación del método de expansión de variables.

Específicamente, partimos del siguiente modelo, una función de producción con tecnología Cobb-Douglas ampliada con el capital público básico:

$$y = \alpha_0 + \alpha_L l + \alpha_{Kp} kp + \alpha_{Kgb} kgb + u \quad (5.4)$$

en donde las letras en minúsculas indican las variables en logaritmos y donde no se especifican los subíndices para simplificar las expresiones.

Partiendo de este modelo se van a suponer dos hipótesis de cambio o racionalidades conceptuales:

1. *Primera hipótesis*: Las productividades marginales de los factores privados en una región dependen de las dotaciones de capital público de la misma, apareciendo relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre los mismos y las

---

<sup>2</sup> En el trabajo de Azariadis y Drazen (1990) se trata esta misma idea para el caso del capital humano, considerando la existencia de externalidades umbral (*threshold externalities*) por las que cuando existe un bajo nivel de capital humano, el rendimiento de los incrementos en el mismo es muy bajo, pero llega un umbral a partir del cual el efecto empieza a ser importante.

infraestructuras. Asimismo, el efecto del capital público depende del nivel ya existente del mismo, ya que teóricamente se está a favor de un nivel umbral de las infraestructuras. Esta hipótesis nos estaría indicando que el capital público presenta rendimientos decrecientes.

2. *Segunda hipótesis:* Las rentabilidades marginales de todos los factores de producción dependen de los niveles del resto de factores productivos así como de la cantidad existente del propio factor. Es decir, aparecen relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre todos los inputs de producción de forma que se puede recoger la no aditividad del crecimiento económico, por la cual el crecimiento de la producción no resulta de la suma de los efectos individuales de los incrementos en los factores productivos, sino que las relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre los mismos influyen, aumentando o disminuyendo, respectivamente dicho valor.

Para contrastar ambas hipótesis se va a aplicar el método de expansión de parámetros, de forma distinta para cada una de ellas.

### Primera hipótesis

Partimos del modelo inicial (5.4) y aplicamos la siguiente expansión (donde  $j$  representa a cualquier factor y no se expande el término constante,  $\alpha_0$ ):

$$\alpha_j = \beta_{0j} + \beta_{Kgbj} kgb \tag{5.5}$$

De este modo, según el método de expansión de variables introduciendo (5.5) en (5.4) se obtendría el siguiente modelo final:

$$y = \alpha_0 + \beta_{0L} l + \beta_{0Kp} kp + \beta_{0Kgb} kgb + \beta_{KgbL} kgb \cdot l + \beta_{KgbKp} kgb \cdot kp + \beta_{KgbKgb} kgb \cdot kgb + u \tag{5.6}$$

Si al menos algunos de los parámetros  $\beta$  asociados a las variables en (5.6) no son cero, cada punto correspondiente a los diferentes tamaños de los factores está asociado con una

realización diferente del modelo inicial, y se puede decir que el modelo (5.4) varía según el tamaño de los factores cumpliéndose la primera hipótesis. Por el contrario, si todos los parámetros  $\beta$  son cero, tenemos una única realización del modelo inicial, pudiendo decir que dicho modelo es estable.

### Segunda hipótesis

Si argumentamos que los coeficientes de la ecuación (5.4) son variables de manera que el efecto que tiene cualquiera de los factores sobre el producto privado depende no sólo de la cantidad presente de dicho factor sino también de la cantidad del resto de inputs, tenemos la siguiente ecuación de expansión (siendo  $j$  cualquier factor y no considerando el término constante):

$$\alpha_j = \beta_{0j} + \beta_{Lj}l + \beta_{Kpj}kp + \beta_{Kgbj}kgb \quad (5.7)$$

Introduciendo (5.7) en (5.5) se obtendría el siguiente modelo final:

$$\begin{aligned} y = & \alpha_0 + (\beta_{0L} + \beta_{LL}l + \beta_{KpL}kp + \beta_{KgbL}kgb) \cdot l + \\ & (\beta_{0Kp} + \beta_{LKp}l + \beta_{KpKp}kp + \beta_{KgbKp}kgb) \cdot kp + \\ & (\beta_{0Kgb} + \beta_{LKgb}l + \beta_{KpKgb}kp + \beta_{KgbKgb}kgb) \cdot kgb + u \end{aligned} \quad (5.8)$$

Sin embargo, en las formulaciones de expansión de parámetros no siempre se estiman todos los parámetros dado que existen dos productos cruzados asociados al mismo par de variables.

Una de las aproximaciones seguidas en la literatura es asumir que  $\beta_{gm} + \beta_{mg} = \beta_{gm}''$  siendo  $m$  y  $g$  dos inputs diferentes ( $m \neq g$ ), obteniendo:

$$\begin{aligned} y = & \alpha_0 + \beta_Ll + \beta_{Kp}kp + \beta_{Kgb}kgb + \beta_{LL}l \cdot l + \beta_{KpKp}kp \cdot kp + \beta_{KgbKgb}kgb \cdot kgb + \\ & \beta_{LKp}''l \cdot kp + \beta_{LKgb}''l \cdot kgb + \beta_{KpKgb}''kp \cdot kgb + u \end{aligned} \quad (5.9)$$

En esta función,<sup>3</sup> los parámetros simples representan los *efectos productividad* indicando el tipo de relación directa entre cada factor y el output, los términos cuadrados proporcionan información sobre los rendimientos a escala de los distintos factores (crecientes si son positivos y decrecientes si negativos) y los términos cruzados indican la interacción entre los mismos (sustitutivos si son negativos y complementarios si son positivos). De este modo, esta función podrá recoger la no aditividad del crecimiento económico que, tal como se ha comentado anteriormente, tiene en cuenta las relaciones de complementariedad y sustituibilidad entre los distintos factores productivos.

### 5.2.3 Resultados. El efecto umbral de las infraestructuras

Antes de aplicar los modelos (5.6) y (5.9) a la economía española, se ha de decir que el método de la expansión de variables tiene el inconveniente de que genera problemas de multicolinealidad. Sin embargo, resulta interesante su aplicación en el caso concreto de las infraestructuras habida cuenta de las posibilidades que ofrece para poder desmenuzar el efecto de las mismas. Por ello, con el objetivo de paliar en la medida de lo posible la correlación entre las variables, se estima con un pool de datos de forma que se aumenta la variabilidad de los mismos reduciéndose, de esta manera, la multicolinealidad.

Los resultados de la aplicación de las dos hipótesis se presentan en la Tabla 5.1. Como se desprende del test de Hausman, nuevamente el método de estimación más adecuado es el de efectos fijos para el modelo de componentes del error bidimensional. El primer aspecto a considerar es que algunos de los parámetros de las variables  $x$  y algunos de los coeficientes de las variables  $z$  son diferentes de cero, por lo que ambos modelos, el primal y el dual inicial, son válidos y cambian en el espacio, es decir, existe inestabilidad paramétrica.

---

<sup>3</sup> En la obtención de esta demostración agradezco los comentarios hechos por Gustav Kristensen, School of Business and Economics, University of Odense (Dinamarca), tras la presentación de la comunicación "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth" en el 36<sup>th</sup> European Regional Science Association Congress.

**Tabla 5.1** Resultados de la expansión de la función de producción

	Hipótesis 1		Hipótesis 2	
$\alpha_0$	-5,693	(-2,27)	-7,763	(-1,89)
$\beta_{L0}$	1,475	(3,43)	1,382	(2,50)
$\beta_{Kp0}$	0,374	(0,99)	0,737	(1,64)*
$\beta_{Kgb0}$	0,097	(0,33)	0,075	(0,22)
$\beta_{LL}$			-0,136	(-3,83)
$\beta_{KpKp}$			-0,233	(-4,51)
$\beta_{KgbKgb}$	0,037	(1,73)*	-0,038	(-1,22)
$\beta_{LKp}$			0,312	(5,06)
$\beta_{LKgb}$	-0,083	(-2,53)	-0,151	(-3,61)
$\beta_{KpKgb}$	0,006	(0,21)	0,197	(2,74)
<b>R2</b>	0,998		0,998	
<b>Test Hausman</b>	99,902 (p:0,000)		68,103 (p:0,000)	

NOTA: (\*) Significativo al 10%. Entre paréntesis, los estadísticos de significación de la t-Student; p: probabilidad del contraste de Hausman.

Con las formas funcionales así estimadas las elasticidades del producto respecto el empleo y el capital privado no se corresponden directamente con el parámetro correspondiente estimado, al contrario de lo que sucedía en el caso de la función de producción Cobb-Douglas no expandida. Ahora las elasticidades del producto respecto a los inputs privados y al capital público se obtienen con las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{YL} &= \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L} = \beta_L + 2 \cdot \beta_{LL} \ln L + \beta_{LKp} \ln Kp + \beta_{LKgb} \ln Kgb \\ \varepsilon_{YKp} &= \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Kp} = \beta_{Kp} + 2 \cdot \beta_{KpKp} \ln Kp + \beta_{LKp} \ln L + \beta_{KpKgb} \ln Kgb \\ \varepsilon_{YKgb} &= \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln Kgb} = \beta_{Kgb} + 2 \cdot \beta_{KgbKgb} \ln Kgb + \beta_{LKgb} \ln L + \beta_{KpKgb} \ln Kp\end{aligned}\quad (5.10)$$

La obtención de estas elasticidades para los valores medios de las variables nos arrojan los resultados que se presentan en la Tabla 5.2 para las dos expansiones realizadas. Comparando los valores de las elasticidades tras aplicar las expansiones con los valores que se obtenían antes de expandir, se observa que la magnitud de los mismos sigue siendo igualmente coherente, obteniéndose en los tres casos rendimientos a escala decrecientes para el total de la

economía española. La elasticidad del empleo aumenta en los dos casos, pasando de 0,35 a 0,43 y 0,57 en la primera y segunda expansión, respectivamente, mientras que el capital privado se reduce sólo ligeramente en la primera hipótesis y de forma más acentuada en la segunda. Estos resultados, principalmente los correspondientes a la segunda hipótesis, parecen acercar más la economía española a la teoría económica en la que el empleo suele representar en torno a dos tercios del producto y el tercio restante corresponde al capital privado. No obstante, las diferencias no son sustanciales y no hacen más que corroborar la validez de los resultados obtenidos con la función de producción.

**Tabla 5.2** Elasticidades del producto respecto a los factores de producción

	Sin expandir	Hipótesis 1	Hipótesis 2
$\epsilon_{YL}$	0,350	0,435	0,566
$\epsilon_{YKp}$	0,470	0,457	0,322
$\epsilon_{YKgb}$	0,043	0,039	0,088

Respecto al capital público básico, el valor de la elasticidad disminuye casi imperceptiblemente en la primera expansión (0,039), y aumenta en el caso de la segunda (0,088). No obstante, el punto más importante a remarcar en estas estimaciones es que en ninguno de los dos casos el capital público básico parece tener un impacto directo significativo en el producto. Con todo, podría pensarse, siguiendo la idea de Holtz-Eakin y Lovely (1996), que las infraestructuras no tienen un efecto directo en el crecimiento regional pero sí lo tienen de forma indirecta a través de la atracción de actividad privada, es decir, incrementando la cantidad de capital privado. Este aspecto se puede analizar a través de la consideración del término cruzado entre capital público y privado de la función expandida. ¿Se cumple tal hipótesis a tenor de los resultados obtenidos?.

Se observa que  $\beta_{KpKgb}$  presenta un signo positivo. Sin embargo, y aquí hace aparición una de las dos incongruencias entre los resultados de las dos expansiones, dicho parámetro únicamente es significativo en el caso de la segunda hipótesis. Es por ello que, dado que la segunda hipótesis está incluyendo a la primera, se realiza un contraste de significación conjunta de la F para ver qué modelo es el más adecuado. El valor de contraste es de 9,078 y su valor crítico corresponde a  $F_{3,199} = 2,60$  por lo que se rechaza la hipótesis de que los

parámetros incluidos en la segunda hipótesis y que no aparecen en la primera sean igual a cero. Por tanto, siguiendo los resultados de esta segunda expansión sí se concluye que incrementos en el capital público básico implican incrementos significativos en el capital privado, resultando un efecto crowding-in en el sentido de que mayores inversiones en carreteras y transportes, obras hidráulicas, etc., atraen la inversión privada consecuencia de reducciones en los costes y una mayor accesibilidad, aumentando ambos stocks de forma paralela. También González-Páramo (1995) obtuvo un efecto crowding-in de la inversión pública hacia la privada para el caso agregado español. Este resultado enlaza con el obtenido en Holtz-Eakin y Lovely (1996) en el sentido de que incrementos en las infraestructuras no afectarían directamente al producto sino que lo harían de forma indirecta a través de la atracción de nuevos establecimientos con el consecuente aumento de la inversión privada y el producto.<sup>4</sup>

Asimismo, el empleo y el capital público resultan ser factores sustitutivos, de manera que aumentos de las inversiones en carreteras, autopistas, sistemas hidráulicos y de alcantarillado, estructuras urbanas, etc., van acompañadas de reducciones en el empleo como consecuencia de una mayor eficiencia en la producción. Posiblemente, la creación de nuevas infraestructuras hace aumentar el empleo en el momento de realización de las obras por el efecto arrastre del sector de la construcción en el corto plazo, desvaneciéndose el mismo en el largo plazo.

El empleo y el capital privado son factores complementarios tal y como lo indica el signo positivo y muy significativo del parámetro  $\beta_{LKp}$ . Las regiones españolas han sufrido un proceso de capitalización industrial muy importante acompañado de fuertes pérdidas de empleo por lo que se espera, a priori, una relación de sustitución, mientras que en el sector servicios los incrementos del empleo han ido paralelos a los incrementos de capital, de modo

---

<sup>4</sup> Sin embargo, a través de la utilización de la función de producción expandida no se puede discernir si el aumento de la inversión privada es consecuencia de un aumento en el número de establecimientos o por un incremento de la inversión de los ya establecidos. Para desmenuzar dicho efecto, sería necesario realizar un estudio a nivel microeconómico.

que en la agregación de ambos resultados puede haberse producido una cierta compensación de los mismos.

En conclusión, la utilización de la función de producción expandida nos muestra evidencia a favor de la idea proporcionada por la literatura más reciente sobre la ausencia de efectos directos de las infraestructuras públicas en la productividad, pero indirectos a través de canales más sutiles y sofisticados que no deben ni pueden estudiarse con funciones agregadas sino a través de modelos de corte microeconómico.

Respecto a los términos cuadrados (la curvatura de la función respecto a cada uno de los factores) se obtiene que tanto el empleo como el capital privado presentan rendimientos decrecientes que resultan altamente significativos. En otras palabras, el impacto de los factores privados disminuye a medida que aumenta el stock del mismo.

Respecto al tipo de rendimientos del capital público, está ampliamente aceptado en la literatura teórica que el efecto de incrementos o mejoras en la red de infraestructuras sobre el crecimiento del producto, no es el mismo que cuando se construyó la red por primera vez. En palabras de Hulten y Schwab (1992) "las estimaciones del vínculo infraestructuras-crecimiento que se realizan en fases iniciales de construcción de la red, posiblemente sobreestimarán el impacto que supone añadir mayor capacidad a una red". De esta manera, es probable que el efecto mayor que se obtiene con la aplicación de la función Cobb-Douglas para las regiones españolas cuando se aplican datos de panel, en comparación con el caso americano (Holtz-Eakin, 1994; Garcia-Milà *et al.*, 1996) sea debido a que en España se partía en 1964 (año de inicio de este estudio) con una escasa dotación de infraestructuras por lo que la elasticidad del producto respecto a las mismas sería más elevada en nuestro caso. En la estimación de la función expandida con la hipótesis segunda, el capital público básico presenta rendimientos decrecientes, a tenor del signo negativo del parámetro  $\beta_{KgbKgb}$ , si bien no resulta del todo significativo. El signo negativo, sin embargo, está indicando que es un factor con un nivel umbral que una vez alcanzado hace que los rendimientos sean menores.

Para un detalle más exhaustivo de la existencia de rendimientos decrecientes, en la Tabla 5.3 se muestra la evolución temporal de la elasticidad del producto respecto al capital público para cada una de las regiones.

**Tabla 5.3** Elasticidad del producto respecto al capital público

	1964	1967	1969	1971	1973	1975	1977	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991
AND	-0,032	-0,029	-0,019	-0,013	0,009	0,032	0,047	0,057	0,084	0,101	0,108	0,099	0,096	0,096
ARA	-0,020	-0,022	-0,011	0,011	0,041	0,047	0,052	0,068	0,091	0,103	0,108	0,104	0,108	0,110
AST	0,056	0,046	0,056	0,073	0,080	0,094	0,111	0,121	0,133	0,133	0,138	0,142	0,148	0,155
BAL	0,005	0,044	0,077	0,100	0,129	0,157	0,171	0,181	0,197	0,193	0,169	0,168	0,185	0,195
CAN	0,006	0,004	0,019	0,029	0,054	0,073	0,079	0,078	0,093	0,102	0,111	0,112	0,118	0,135
CANT	0,098	0,117	0,135	0,144	0,168	0,174	0,182	0,183	0,205	0,208	0,207	0,205	0,194	0,194
CM	-0,072	-0,067	-0,044	-0,033	-0,006	0,021	0,045	0,071	0,106	0,122	0,118	0,115	0,108	0,111
CL	-0,068	-0,068	-0,050	-0,033	0,003	0,025	0,043	0,063	0,093	0,105	0,113	0,108	0,108	0,112
CAT	0,022	0,033	0,044	0,051	0,059	0,073	0,089	0,109	0,125	0,133	0,133	0,128	0,118	0,117
EXT	-0,076	-0,079	-0,049	-0,037	-0,005	0,019	0,043	0,072	0,112	0,139	0,144	0,131	0,134	0,135
GAL	-0,077	-0,064	-0,034	-0,023	-0,011	0,008	0,022	0,035	0,060	0,065	0,072	0,072	0,072	0,099
RIO	-0,004	0,007	0,022	0,051	0,082	0,110	0,076	0,055	0,087	0,102	0,114	0,119	0,126	0,130
MAD	0,077	0,067	0,073	0,078	0,090	0,101	0,115	0,139	0,153	0,154	0,153	0,148	0,142	0,143
MUR	0,076	0,088	0,100	0,124	0,130	0,135	0,142	0,144	0,169	0,172	0,171	0,157	0,156	0,163
NAV	0,017	0,022	0,033	0,061	0,091	0,084	0,075	0,089	0,114	0,124	0,124	0,119	0,121	0,124
PV	0,092	0,088	0,090	0,097	0,105	0,111	0,114	0,122	0,137	0,139	0,136	0,128	0,126	0,126
VAL	0,013	0,028	0,047	0,058	0,063	0,077	0,092	0,104	0,130	0,132	0,135	0,133	0,133	0,141
MED.	0,007	0,013	0,029	0,043	0,064	0,079	0,088	0,099	0,123	0,131	0,133	0,129	0,129	0,135
MAX.	0,098	0,117	0,135	0,144	0,168	0,174	0,182	0,183	0,205	0,208	0,207	0,205	0,194	0,194
MIN.	-0,077	-0,079	-0,050	-0,037	-0,011	0,008	0,022	0,035	0,060	0,065	0,072	0,072	0,072	0,096
S.D.	0,059	0,060	0,057	0,057	0,053	0,050	0,046	0,044	0,040	0,036	0,031	0,030	0,030	0,029

NOTA: Med. es la media; Max. y Mín. son los valores máximos y mínimos; S.D. es la desviación estándar.

Analizando los valores medios de las elasticidades se observa cómo han seguido un aumento generalizado desde el inicio del período hasta 1985, año a partir del cual empieza a reducirse dicha elasticidad, repuntando en 1991. Sin embargo, este resultado en media nos está escondiendo que los valores máximos sí que disminuyen a partir de 1985 sin repuntar al final, por lo que el efecto umbral ha afectado precisamente a aquellas CCAA que habían estado disfrutando de mayores elasticidades hasta mediados de los ochenta. Además, observando la evolución de los valores mínimos, se ve claramente cómo los mismos no paran de incrementar durante todo el período, sin disminuciones a mitad de los ochenta. De hecho, la desviación estándar ha disminuido a lo largo del período, indicando que se ha producido un

acercamiento de las elasticidades, por lo que las regiones que obtenían mayores beneficios del capital público han visto cómo se reducían mientras que lo ganaban las que partían con una elasticidad menor.

En los casos en los que esta expresión toma valores negativos (algunas regiones entre 1964 y 1973), dos pueden ser las causas:

- por infraestimación de la elasticidad del capital público: la elasticidad estaría infravalorada para las regiones con factores de producción privados por debajo de la media nacional
- porque la región presenta elevados niveles de capital público y, por tanto, ha llegado a un cierto nivel de saturación, es decir, no se requieren más infraestructuras

Por regiones, decir que existen 6 regiones, Andalucía, Aragón, Castilla La Mancha, Castilla-León, Extremadura y Galicia que parten con elasticidades negativas que persisten hasta 1975. La razón de este signo es, sin duda, el que dichas regiones tenían una dotación de factores privados muy por debajo de la media nacional, por lo que difícilmente podían sacar provecho de unas mejores y mayores dotaciones infraestructurales. A partir de 1975, sin embargo, ya no aparece ninguna elasticidad negativa, posiblemente como consecuencia de la mayor apertura de todas las CCAA hacia el resto de regiones y hacia el exterior, haciendo un mejor uso del capital público que poseen. Asimismo, resulta interesante destacar que las regiones con un mejor comportamiento económico en este período, es decir, Cataluña, Madrid, Valencia, País Vasco y Murcia presentan incrementos de la elasticidad hasta 1985, viendo como empieza a disminuir a partir de dicho año. Posiblemente este resultado se deba a que la dotación infraestructural que poseían entonces ya era lo suficientemente buena para soportar y empujar el nivel de actividad privada del momento. Por el contrario, el resto de regiones presentan un comportamiento dispar. Así, Aragón, Asturias, Canarias y Galicia ven aumentar la elasticidad del capital público durante todo el período, pareciendo indicar que han sido capaces de aprovechar la dotación infraestructural para empujar el sector privado, mientras que la elasticidad en Andalucía, Cantabria, las dos Castillas y Extremadura disminuye a partir de 1985.

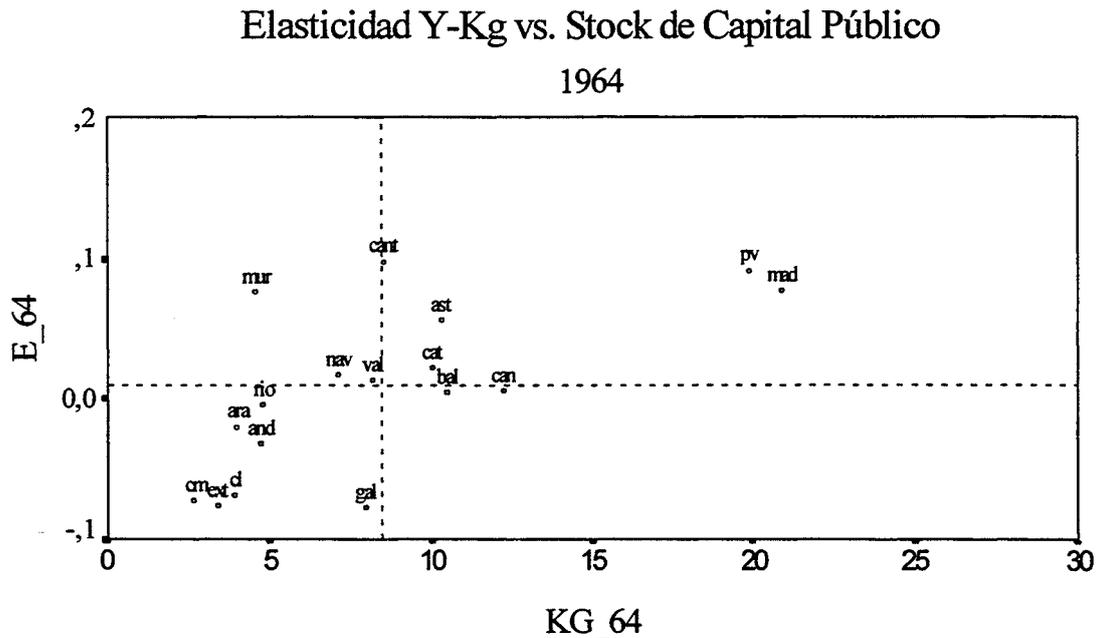
En conclusión, este resultado a favor de la existencia de rendimientos decrecientes de las infraestructuras durante los ochenta, especialmente en el caso de las regiones mejor dotadas, es similar al obtenido por Mas *et al.* (1996a) también para las CCAA españolas en el mismo período de tiempo. Dichos autores destacan la reducción en la elasticidad de las infraestructuras productivas a medida que se añaden observaciones temporales a la estimación de una función de producción Cobb-Douglas (estimaciones recursivas). Por tanto, parece que aunque las infraestructuras en España han tenido un cierto papel en la explicación del crecimiento durante el período analizado, éste ha ido disminuyendo con el paso del tiempo, principalmente en los años ochenta, de tal forma que difícilmente se puede esperar que persistan con la misma fuerza en el futuro.

No obstante, ¿puede afirmarse definitivamente que las regiones españolas han alcanzado ya el nivel umbral de sus infraestructuras?, es decir, ¿poseen las regiones españolas el stock de capital público necesario para su desarrollo? Esta cuestión puede analizarse en detalle relacionando el stock de capital público básico por unidad de superficie y la elasticidad del producto respecto al capital público. Se asume generalmente que dicha elasticidad presenta una relación negativa con la cantidad de capital público relativizado, como consecuencia de los rendimientos decrecientes a escala, es decir, cabría esperar que con bajas dotaciones de capital público la elasticidad fuese elevada y viceversa. En las Figuras 5.2 y 5.3 se muestra esta relación para el primer y último año de la muestra (1964 y 1991), respectivamente.<sup>5</sup>

Aunque, tal como se ha comentado, a priori se esperaría obtener una relación inversa entre ambas variables, es decir, se esperaría que la nube de puntos se concentrara en los cuadrantes superior-izquierda e inferior-derecha (una pendiente negativa de la recta de regresión) la evidencia para España no parece adecuarse a dicha hipótesis. No obstante, se pueden extraer conclusiones interesantes.

---

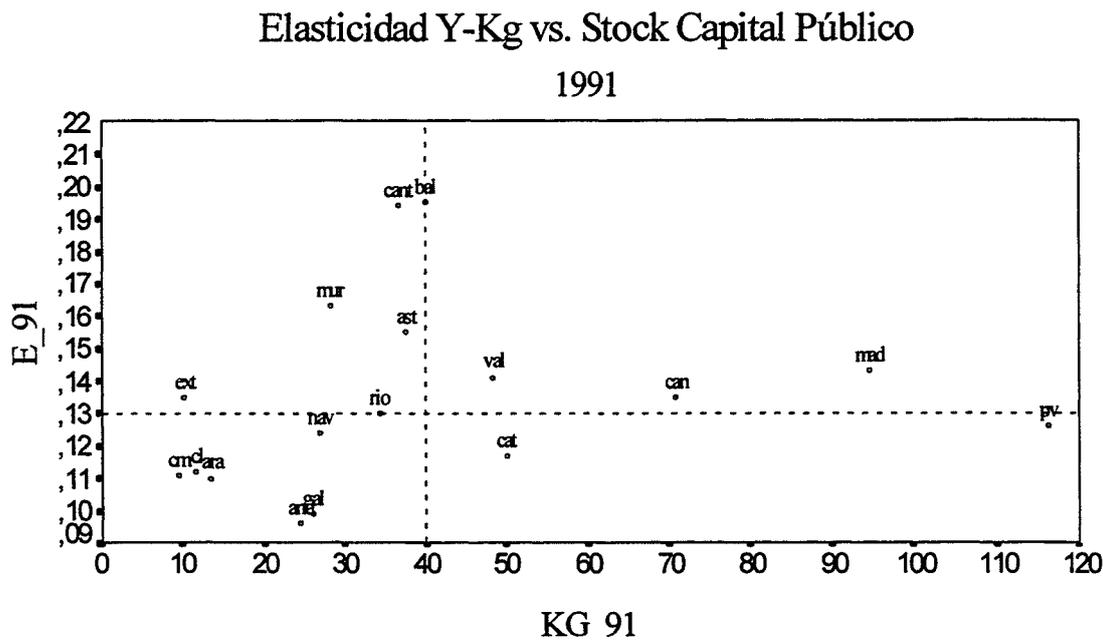
<sup>5</sup> Un aspecto a remarcar es que, a pesar de que existen diferencias entre las elasticidades de las distintas regiones, no estamos hablando de grandes variaciones. Así, en 1964 el intervalo de variación de esta elasticidad se encuentra entre la pérdida de casi 0,10% del producto por cada variación del 1% en el stock de infraestructuras y el beneficio en torno al 0,10% que supone en otras regiones, mientras que el resto de regiones se encontrarían entre estos dos extremos. En 1991, el intervalo se ha reducido. Un cambio en la dotación de infraestructuras del 1% supone un incremento del producto de entre 0,09 y 0,19%, con el resto de regiones entre estos dos extremos.



**Figura 5.2** Relación entre elasticidad Y-Kg y la dotación de infraestructuras en 1964

En primer lugar, en 1964 existen dos regiones, Madrid y País Vasco, que presentan elasticidades elevadas, por encima de la media nacional, junto a stocks de capital público también elevados ya que son regiones con un alto nivel de actividad económica que necesitan todo el stock de infraestructuras públicas que poseen y de las que obtienen un fuerte beneficio. Es decir, son regiones con un potencial endógeno importante que pueden seguir explotando mediante la provisión de mayores infraestructuras.<sup>6</sup> Sin embargo, al final del período Madrid sigue manteniendo una elasticidad por encima de la media mientras que el País Vasco la ve reducida hasta valores inferiores a la media, sin duda como consecuencia de la recesión que sufrió la industria pesada durante los setenta, por lo que, a pesar de seguir siendo una región con un elevado peso industrial, su importancia como área altamente industrializada ha ido disminuyendo en los últimos años. Por tanto, dicha región habría llegado a un cierto nivel de saturación (en términos relativos al resto de regiones) en el sentido de que una unidad más de capital público productivo tendría un efecto en el crecimiento de su producto mucho menor que en 1964.

<sup>6</sup> Téngase en cuenta que la variable capital público básico se encuentra relativizada al tamaño de la CCAA, de forma que estas dos regiones tienen un valor elevado como consecuencia de la concentración de una buena dotación infraestructural en un territorio relativamente pequeño.



**Figura 5.3** Relación entre elasticidad Y-Kg y la dotación de infraestructuras en 1991

En segundo lugar, bastantes regiones españolas presentaban tanto en 1964 como en 1991 pequeños tamaños de capital público y bajas elasticidades. Este hecho puede deberse a que regiones tales como Castilla-León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Andalucía y Galicia, con escasa dotación de infraestructuras públicas en un terreno relativamente extenso, no han sabido o no han podido aprovechar el stock de las mismas para atraer actividad económica dinámica. Las cifras negativas de dichas elasticidades en 1964 serían consecuencia, por tanto, de la escasa dotación de factores privados que poseen, por debajo de la media nacional. Este resultado pondría en evidencia la idea de que las infraestructuras son una condición necesaria pero no suficiente del crecimiento económico. No obstante, hay que decir que todas ellas presentan elasticidades positivas, aunque inferiores a la media en 1991. Es por esta razón que cabría preguntarse sobre la idoneidad de dotar de mayores infraestructuras a este tipo de zonas que, a pesar de presentar ciertas deficiencias en dicha dotación, no les sacan todo el provecho que cabría esperar. Sin embargo, hay que tener en cuenta que las infraestructuras a menudo persiguen criterios más allá de la rentabilidad económica. Estamos refiriéndonos a aspectos tales como el aumento del bienestar de la población, la redistribución de la accesibilidad y la creación de condiciones mínimas necesarias para el establecimiento de la actividad económica.

Por el contrario, regiones como Murcia, Valencia, Cantabria, Asturias y Rioja habrían unido incrementos en capital público con otros factores tales como una estructura industrial adecuada, conexiones con centros dinámicos, etc. tal y como se desprende de la combinación de valores de la elasticidad superiores a la media con valores bajos de stock de capital público, una relación acorde con la teoría del efecto umbral. En estas regiones sí parece que las infraestructuras permiten realzar la economía privada por lo que una política de incrementos de la inversión pública parecería adecuada.

En los casos de Baleares y Canarias, si bien ambas regiones empezaron en 1964 con valores, tanto de capital público como de las elasticidades, ligeramente superiores a la media, hacia el final del período Baleares había sido capaz de, a pesar de tener una dotación infraestructural menor que la media, conseguir una elevada elasticidad. Por el contrario, Canarias se encontraría en la situación contraria, aumentos importantes de capital público situándola por encima de la media nacional que habrían supuesto elasticidades menores a la media.

Por tanto, podemos concluir que si bien los parámetros estimados de la función de producción expandida demuestran que el capital público presenta rendimientos decrecientes, la mayoría de las regiones españolas no han alcanzado un efecto de congestión, pues incluso aquellas que presentan relativamente unos stocks más elevados de capital público básico siguen presentando elasticidades output-capital público positivas. De este modo, a pesar de que los gráficos mostrados no presentan la relación inversa que cabría esperar a priori, este hecho puede explicarse fácilmente desde el punto de vista de que el capital público no tiene un efecto de forma individual sino que el mismo surge de su conexión con otros factores tales como la estructura productiva adecuada (alto nivel de industrialización y terciarización), un cierto nivel de desarrollo económico, una actividad económica dinámica, etc. Por tanto, la aparente contradicción entre los gráficos mostrados y la teoría no es tal si como señalan Hulten y Schwab (1992) " la fragilidad de los análisis estadísticos no debe sorprendernos dada la compleja naturaleza del vínculo entre infraestructuras y crecimiento del producto".<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> A esta complejidad del vínculo infraestructuras-crecimiento se ha de añadir el hecho de que en la mayoría de trabajos se considera el efecto del capital público en el crecimiento de la economía privada o el sector industrial sin tener en cuenta los beneficios que los consumidores obtienen de unas mejores dotaciones infraestructurales que son generalmente superiores que para las empresas (Rietveld, 1995). Por tanto, el beneficio que se pueda estimar a través de funciones de producción siempre resulta infravalorado.

A nuestro parecer una cuestión clave que surge de esta evidencia se centra en el hecho de que existen regiones que con escasas dotaciones de capital público o bien no han sabido sacarle partido al mismo o bien su dotación infraestructural es tan mínima que la actividad económica privada ve en dicha insuficiencia un inconveniente. En este caso, ¿debe potenciarse la inversión pública? Al respecto, si bien el criterio de eficiencia económica nos aconsejaría no proveer a dichas zonas con mayores infraestructuras para que la actividad industrial se acumulara en los grandes centros de aglomeración donde puedan aprovecharse de las economías externas que generan las empresas, el criterio de cohesión nos obligaría a facilitarles el capital público necesario para no impedir su desarrollo. El problema se encuentra, por consiguiente, en determinar la dotación óptima de infraestructuras en cada región y analizar, de este modo, si existe una infra o suprainversión en capital público. Este aspecto puede tratarse con funciones de costes, que serán objeto de investigación en el Capítulo 6.

En general, la conclusión que se puede extraer, tras la aplicación del método de la expansión de variables a la función de producción, se resume en una frase de Massey y Meegan (1985) que afirma que los factores deben ser conceptualizados como procesos y estructurados de forma conjunta e interactiva antes que simplemente sumarlos. En otras palabras, los efectos de cada uno de los factores, y especialmente del capital público en nuestro caso, dependen de las cantidades existentes del resto de factores y de su propia cantidad. Además, el tipo de expresiones como la aquí estimada poseen una elevada flexibilidad que permite desgranar el entramado de relaciones entre los factores, ofreciéndonos resultados mucho más explicativos.

A pesar de la mayor flexibilidad de funciones como la aquí estimada, en las dos siguientes secciones se sigue utilizando la función de producción Cobb-Douglas con el objetivo de analizar los cambios que la introducción de los aspectos regionales y sectoriales suponen en los resultados inicialmente obtenidos y presentados en el Capítulo 4 y en otros trabajos aplicados a las regiones españolas.

### 5.3 EFECTOS EXTERNOS REGIONALES EN LA FUNCIÓN DPRODUCCIÓN

#### 5.3.1 Economías externas regionales en la producción y *spillovers* de las infraestructuras

En los últimos años ha habido una mayor dedicación a los estudios regionales dentro del campo de la economía tanto teórica como empírica. El descubrimiento de lo regional ha estado principalmente motivado por los trabajos de Krugman junto a la mayor disponibilidad de información estadística para dicho ámbito y el desarrollo de técnicas econométricas que permiten la introducción de los datos regionales considerando efectos específicos de cada una de las regiones. Asimismo, a nivel político se ha considerado que la región es el ámbito económico donde los efectos de los procesos de integración pueden tener una influencia mayor. Y es que, en el caso de las regiones integradas en un área específica, parece evidente pensar que las economías se encuentran en continua interacción, influyendo en el crecimiento de cada una de ellas. Si esto es así, los modelos construidos para explicar el crecimiento económico deberían incorporar dichas interacciones de una u otra manera. Como se ha visto en el Capítulo 3, y sin ánimo de repetirnos, algunos modelos teóricos recientes han puesto énfasis en el papel que tienen los efectos externos en la acumulación de factores de producción a la hora de explicar el crecimiento económico.

En esta sección se comparte la idea sobre la importancia de dichas externalidades. En concreto, dos son los aspectos que se tienen en cuenta. En primer lugar, se estudian los efectos externos que pueden estar influyendo en el crecimiento de las regiones españolas. En segundo lugar, se considera el efecto *spillover* de las infraestructuras como consecuencia de la estructura de tipo red de una parte importante de las mismas. Si bien ambos aspectos empiezan a tratarse con una motivación diferente, acaban por ser considerados de forma conjunta dada la fuerte interrelación entre ambos.

##### 5.3.1.1 Las externalidades regionales

Como ya se ha visto en el Capítulo 3, la evidencia empírica reciente ha analizado cómo los vínculos entre las economías pueden tener un papel importante en la explicación del

crecimiento. En la presente sección se asume que entre las regiones españolas se produce un proceso de difusión o desbordamiento de factores de crecimiento endógeno que debe ser estudiado explícitamente. Sin embargo, también se asume que estas externalidades no se extienden en el territorio sin límites. Por el contrario, el comercio así como la difusión de las innovaciones se da más fácilmente entre regiones similares o cercanas. Henderson (1992) y Glaeser *et al.* (1992) remarcan la importancia de la proximidad a la hora de compartir innovaciones. De hecho, la distancia puede ser más importante para las externalidades pecuniarias (existencia de un mercado especializado de mano de obra y de output) que para la difusión tecnológica, dado que las regiones vecinas pueden aprovecharse del hecho de estar cerca de una economía saturada. Es decir, puede ser rentable para las empresas proveedoras el estar situadas en una región vecina con un menor grado de aglomeración (y los consiguientes menores costes) y aprovecharse de la proximidad de una región con fuertes economías de aglomeración (López-Bazo *et al.*, 1998b).

A pesar de la aparente importancia de las economías externas entre regiones, la mayor parte de estudios sobre las externalidades se han centrado en el nivel sectorial (Caballero y Lyons, 1990; Burnside, 1996). Una de las principales implicaciones de estos trabajos es que las economías externas, en caso de no ser especificadas correctamente, pueden sesgar los rendimientos a escala internos estimados para cada uno de los sectores. Sin embargo, la mayoría de trabajos sobre crecimiento y convergencia que utilizan datos para economías regionales no consideran los posibles *spillovers* entre dichas economías. Los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (1995, Cap. 12), Seitz (1995), Armstrong (1995), Ades y Chua (1997), Ciccone (1997) y Vayá *et al.* (1998) son algunas excepciones. Esta sección trata de tener en cuenta el efecto que todo este tipo de mecanismos externos pueden tener en la especificación y estimación de la función de producción ampliada con el capital público.

### 5.3.1.2 Efecto spillover de las infraestructuras

¿Debería tenerse en cuenta únicamente el capital público de la propia región o por el contrario deberían considerarse las dotaciones de capital público de las áreas vecinas? Esta pregunta surgió, inicialmente, como consecuencia de la reducción en la elasticidad del capital público

cuando se desciende en el ámbito territorial. Así, las primeras estimaciones de una función de producción Cobb-Douglas agregada con capital público a un nivel regional, llevadas a cabo por Munnell (1990a) y Garcia-Milà y McGuire (1992) para el caso americano, concluyeron sobre la existencia de un efecto positivo del capital público en el output pero con menores valores que a un nivel nacional, de aproximadamente la mitad. Asimismo, cuando algunos autores descienden todavía más en el ámbito territorial y hacen sus aplicaciones para las áreas metropolitanas, Duffy-Deno y Eberts (1989) y Eberts (1990), obtienen reducciones similares en las elasticidades, valores en torno al 0.10, lejos de los inicialmente obtenidos de aproximadamente 0.39. Este hecho hizo sospechar a los economistas de la existencia de efectos *spillover* por los que el impacto de las infraestructuras traspasa las fronteras de la región en la que éstas se encuentran ubicadas, pudiendo ejercer un impacto importante en el crecimiento de la productividad de las regiones más próximas, geográfica o económicamente. Se concluyó, por tanto, que el nivel de agregación geográfica utilizado tenía una importante influencia en las magnitudes de la elasticidad como consecuencia de la estructura de tipo red de gran parte de las infraestructuras así como el hecho de que una región es una delimitación administrativa, de manera que los vínculos hacia delante y hacia detrás se encuentran cortados, atribuyendo a las regiones un efecto infraestructural inadecuado.

Como consecuencia de los efectos *spillover*, si las infraestructuras de la región A suponen efectos en el crecimiento del producto y productividad de otras regiones, debe pensarse que las infraestructuras en estas otras regiones pueden tener, a su vez, un impacto importante sobre el output de la región A. Así, aunque de una manera u otra los efectos *spillover* de las infraestructuras, principalmente las de transportes, parecen evidentes y han sido señalados en la literatura, los modelos considerados a nivel empírico no suelen introducirlos.

Sin embargo, en los últimos años han aparecido algunos trabajos que empiezan a tener en cuenta dicho efecto. Para el caso regional español, Mas *et al.* (1996a) demuestran que los efectos en la productividad dependen no sólo de la dotación infraestructural de la región misma sino también de la dotación global en todo el país y especialmente en las regiones contiguas geográficamente. Sin embargo, cuando Holtz-Eakin y Schwartz (1995) examinan si el stock de autopistas en un estado americano puede suponer beneficios en la productividad más allá de sus fronteras, obtienen poca evidencia a favor de la idea de que el stock de

autopistas pueda tener un efecto significativo en la productividad a través de los estados.<sup>8</sup> En último término, Kelejian y Robinson (1997) introducen en una función de producción el capital público de los estados vecinos para el caso americano, ponderados por la densidad de población en dichos estados vecinos. La variable que recoge dichos *spillovers* de las infraestructuras resulta ser no significativa en ninguno de los casos.<sup>9</sup>

Por tanto, aunque parece que no hay un consenso empírico sobre la existencia o ausencia de efectos *spillover* en el impacto de las infraestructuras, la respuesta a esta cuestión es de gran importancia dadas sus implicaciones políticas. En caso de que los stocks de capital público que pertenecen a una región sean importantes para el crecimiento en sus regiones contiguas, la inversión pública y las ayudas productivas deberían orientarse a relacionar a todas ellas con una gran coordinación y planificación en lo referido a las políticas infraestructurales. De esta forma, en caso de haber *spillovers* a una región le resulta conveniente demandar capital público para ella misma pero también para las colindantes o para aquéllas con las que se tiene más contacto.

Habiendo presentado los dos temas que nos ocupan, las externalidades regionales y el efecto *spillover* de las infraestructuras, se observa que el segundo está incluido en el primero. Los efectos que las infraestructuras pueden tener más allá de las regiones en las que se encuentran ubicadas no es más que otra fuente de externalidades interregionales. En la presente sección vamos a asumir que ambos efectos tienen lugar en la economía regional española. En concreto, se asume que el crecimiento de una región puede desbordar las débiles fronteras que la separan del resto de regiones, influyendo en el proceso de crecimiento de dichas economías

---

<sup>8</sup> Dichos autores se centran en las autopistas ya que parten de la idea de que las mismas están diseñadas, principalmente, con el fin de servir de nexo de unión entre estados, por lo que con este tipo de infraestructuras debería ser más fácil demostrar la existencia de efectos *spillover*.

<sup>9</sup> Kelejian y Robinson estiman una función de producción ampliada con el capital público. Sin embargo, en una discusión sobre la variabilidad de los resultados ante distintos problemas econométricos que pueden surgir, realizan distintas estimaciones del mismo modelo. Así, estiman la función de producción con seis variaciones: 1) sin introducir *dummies* individuales para cada uno de los estados; 2) introduciendo dichas *dummies*; 3) introduciendo además un término de error AR(1); 4) endogeneizando algunas de las variables explicativas; y 5) asumiendo heteroscedasticidad en el modelo y estimando con métodos generalizados de los momentos. En ninguno de estos casos, la variable capital público de los estados vecinos resulta significativa.

regionales. Asimismo, la consideración explícita del efecto *spillover* de las infraestructuras nos permitirá concluir sobre qué capital público es el que está teniendo más importancia en el crecimiento de una región, si el suyo propio o el que tiene en cuenta el de las regiones vecinas.

Económicamente, como consecuencia de la existencia de estos dos tipos de efectos *spillover* puede hacer aparición la falta de independencia entre datos transversales (diferentes regiones), de manera que podríamos encontrarnos ante un proceso de dependencia o autocorrelación espacial. Dicho proceso se define como la existencia de una relación funcional entre lo que sucede en un punto del espacio y en el resto de localizaciones, obteniendo que el valor de una variable en un punto del espacio está relacionado con el valor de esa variable en otros puntos, tal como se ha explicado detalladamente en la sección 3.4.

Por esta razón, conociendo los principales inconvenientes de la autocorrelación espacial y teniendo la sospecha de que ciertos efectos externos pueden aparecer en el estudio del impacto regional de las infraestructuras, es de vital importancia contrastar la presencia de los mismos. Por tanto, proponemos la utilización de las técnicas de econometría espacial en la contrastación de los efectos externos así como en la elección del método de estimación más adecuado.

### **5.3.2 La distribución de la actividad y las infraestructuras en el espacio**

Antes de pasar a modelizar los efectos externos que pueden hacer aparición en los modelos de crecimiento, puede resultar interesante analizar la distribución de la actividad en el espacio, en concreto para el caso que nos ocupa, la distribución de las principales variables relativas a la actividad en las distintas regiones españolas. No es ningún descubrimiento decir que la actividad económica y el bienestar no se encuentran distribuidos equitativa o aleatoriamente en el espacio geográfico. Un mapa del mundo que nos presentara los niveles del producto per capita en cada país nos mostraría cómo existen agrupaciones de países en áreas específicas caracterizadas por niveles elevados y otras zonas de niveles bajos. El mismo esquema se puede observar para el caso de las regiones de una economía concreta como es el caso de las regiones NUTS de la UE o los estados de EEUU. Si la actividad económica no parece estar

distribuida de forma aleatoria puede pensarse que existen efectos que están haciendo que los niveles altos de actividad tiendan a concentrarse, creando modelos de centro-periferia.

Para contrastar la existencia o no de aleatoriedad en la distribución de la actividad económica, pueden utilizarse una serie de contrastes dados en el campo de la econometría espacial. No nos estamos refiriendo a los contrastes que se han presentado en el Capítulo 3, que permiten contrastar la existencia de autocorrelación en las regresiones. Los estadísticos que se van a utilizar ahora nos permiten estudiar individualmente la distribución espacial de una variable. Es decir, son instrumentos útiles para contrastar la aleatoriedad en la distribución de las variables tomadas aisladamente. De esta manera, si se rechazara la hipótesis nula de aleatoriedad en alguna de las variables que son utilizadas en la función de producción cabría la posibilidad de que dicho esquema de dependencia espacial se trasladara a la regresión estimada, lo que haría probable la generación de un esquema de autocorrelación espacial en la misma.

El estadístico que va a utilizarse en la detección de la dependencia espacial de las variables es el contraste de la  $I$  de Moran (Moran, 1948). Si se tiene una variable cualquiera  $x$  observada en  $N$  regiones, el contraste  $I$  de Moran tomará la siguiente expresión:

$$I = \frac{N}{S} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (5.11)$$

siendo  $N$  el tamaño muestral,  $S$  el sumatorio de todos los elementos de la matriz de contactos,  $w_{ij}$  el elemento de la matriz de contactos correspondiente a las regiones  $i$  y  $j$ , y  $x$  la variable en consideración, con  $\bar{x}$  su media.

Este contraste tiene como hipótesis nula la no dependencia espacial, de forma que si presenta valores positivos se supone que la presencia de un fenómeno determinado en una región del sistema se extenderá hacia el resto de regiones que la rodean (concentración de valores

similares), mientras que en caso de autocorrelación negativa, existe una diseminación del fenómeno en el espacio considerado. De esta manera es posible contrastar la distribución de variables que recojan aspectos importantes de la actividad económica.

Una vez obtenido el contraste, se calculan sus momentos de primer y segundo orden siguiendo una hipótesis de distribución normal (Cliff y Ord, 1981):

$$E(I) = \frac{-1}{N-1} \quad (5.12)$$

$$E(I^2) = \frac{3S_0^2 + N^2S_1 - NS_2}{(N^2 - 1)S_0^2}$$

siendo:

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (5.13)$$

$$S_2 = \sum_i \sum_j (w_{i.} + w_{.j})^2 \quad w_{i.} = \sum_{j=1}^N w_{ij}$$

de manera que el estadístico I de Moran estandarizado se comprueba a partir de los valores de una  $N(0,1)$ .

En la Tabla 5.4 se presentan los valores de dicho contraste para las variables del modelo en los años 1964, 1977 y 1991. En concreto, se han utilizado las variables productividad del empleo, capital privado por trabajador, capital público básico y capital público social.<sup>10</sup> Como puede observarse, los valores no son significativos en ningún caso excepto en ciertos años para el componente social del capital público. Con todo, una posible causa de esta falta de significación puede venir explicada por el hecho de que dicho test está distribuido asintóticamente, mientras que nuestra muestra sólo presenta 17 observaciones transversales. Sin embargo, se pueden extraer algunas conclusiones interesantes. La productividad del

<sup>10</sup> Si bien la variable capital público social no será utilizada en los modelos que posteriormente se estimarán, sí resulta interesante analizar su distribución en las regiones españolas.

empleo parece presentar un valor positivo que aumenta a lo largo del período considerado, de manera que valores similares de esta variable estarían más concentrados al final que al principio del período. Asimismo, se obtienen resultados similares para el capital social, mostrando una dependencia espacial significativa en 1977 y 1991. Respecto al ratio capital privado-empleo, con valores siempre positivos del estadístico, se observa como el mismo aumenta en 1977 pero disminuye en 1991. Respecto al capital público básico, los valores negativos obtenidos implicarían la existencia de un sistema centro-periferia entre las regiones españolas, en el sentido de obtener valores elevados de infraestructuras básicas en zonas concretas que estarían rodeadas por regiones con valores bajos.<sup>11</sup>

**Tabla 5.4** Estadístico de dependencia espacial global (*I* de Moran)

	1964	1977	1991
<b>Y/L</b>	0.682	0.744	1.258
<b>Kp/L</b>	0.055	1.537	0.499
<b>Kgb</b>	-0.278	-0.478	-0.407
<b>Kgs</b>	0.885	1.655**	2.176*

NOTA: (\*) Valores significativos al 5%. (\*\*) Valores significativos al 10%

En conclusión, aunque excepto para el caso del capital público social no se puede determinar la existencia de un proceso de dependencia espacial en las regiones españolas para las variables consideradas, cabría pensar, sin embargo, que aun sin aceptar la presencia de autocorrelación espacial global, existen pequeños *clusters* espaciales en los que la variable considerada no se distribuye de forma aleatoria sino mostrando una concentración/diseminación importante que podría generar algún tipo de dependencia

<sup>11</sup> Si con 17 observaciones parece deducirse, aunque sin fiabilidad dadas las escasas observaciones de que disponemos, que es probable que exista un proceso de dependencia espacial en las variables analizadas, a tenor del aumento paulatino del valor del contraste con el paso del tiempo en la mayoría de variables, cabe pensar que cuando se aumente el número de observaciones dicha correlación también incrementará (por ejemplo, a nivel de provincias, en donde los contrastes ya serían fiables). Esta hipótesis se ve confirmada en el trabajo de Vayá (1995) en el que obtiene valores significativos del contraste de dependencia espacial global para el caso de la productividad de las provincias españolas.

espacial. Para dar respuesta a esta cuestión, es decir, para detectar asociaciones espaciales locales, en recientes aportaciones de econometría espacial se proporcionan varios indicadores locales de asociación espacial (LISA), de los cuales se van a aplicar dos: la  $I_i$  de Moran y la  $G_i(d)$  de Getis y Ord.

Anselin (1992a) construye un contraste de dependencia espacial local basado en el test de la  $I$  de Moran con la siguiente expresión:

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N} \sum_j w_{ij} z_j \tag{5.14}$$

siendo  $z_i$  la variable  $X$  estandarizada y en donde la hipótesis nula es la no existencia de dependencia espacial local. Del mismo modo que en el caso global, tras definir sus momentos de primer y segundo orden, su valor estandarizado se contrasta con una distribución normal. Dichos momentos tienen las siguientes expresiones:

$$E(I_i) = -\frac{w_i}{N-1} \tag{5.15}$$

$$V(I_i) = \frac{w_{i(2)}(N-b_2)}{N-1} + \frac{w_{i(kh)}(2b_2-N)}{(N-1)(N-2)} - \frac{w_i^2}{(N-1)^2}$$

siendo :

$$b_2 = \frac{m_4}{m_2^2} \quad m_4 = \sum_i \frac{z_i^4}{N} \tag{5.16}$$

$$w_i = \sum_j w_{ij} \quad w_{i(2)} = \sum_{i \neq j} w_{ij}^2 \quad 2w_{i(kh)} = \sum_{k \neq i} \sum_{h \neq i} w_{ik} w_{ih}$$

Si el estadístico es positivo indica la existencia de una asociación o concentración importante de valores similares de la variable  $X$  en torno a la región  $i$ , y diferentes si resulta negativo.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> Posteriormente, Anselin (1995) propone la no utilización de la distribución normal sino un acercamiento

Sin embargo, con este contraste no podemos concluir sobre si la concentración de valores similares (estadístico de Moran,  $I_i$ , positivo) corresponde a valores elevados o bajos de la variable.

Para solucionar este problema, Getis y Ord (1992) desarrollaron un estadístico aplicable a variables positivas, el  $G_i(d)$ , con la siguiente expresión:

$$G_i(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d)x_j - W_i\bar{x}(i)}{s(i)[((N-1)S_{ii} - W_i^2) / (N-2)]^{1/2}} \quad (5.17)$$

En este caso  $W$  debe estar estandarizada por filas,  $s(i)$  es la desviación estándar de  $X$ ,  $W_i$  es el sumatorio de todos los pesos de  $i$ , y  $w_{ij}(d)$  tendrán un valor de 1 si  $j$  se encuentra dentro del radio  $d$  definido para  $i$  o 0 en caso contrario. Este estadístico mide la concentración o escasez de la variable para todos los pares  $x_i$  y  $x_j$  siempre que las regiones  $i$  y  $j$  estén una dentro del radio de la otra. Un signo positivo del estadístico refleja una concentración de valores elevados de  $X$  (conocido como *hot spot*), mientras que un valor negativo mostraría una concentración de valores bajos de  $X$ .

En el cálculo de los contrastes de dependencia local recién analizados se ha utilizado el criterio de contacto físico obteniendo la denominada matriz de contigüidad espacial binaria o matriz Boolean. En dicha matriz, los elementos  $w_{ij}$  tomarán el valor 0 en caso de que ambas regiones no estén en contacto físico y 1 en caso de que lo estén, dando lugar a una matriz  $W$  simétrica y de tipo binario, con la diagonal de ceros.<sup>13</sup>

---

aleatorio condicional basado en la obtención de la distribución empírica del estadístico, contrastando así la significación del mismo.

<sup>13</sup> Con el fin de incluir las dos regiones insulares, se ha considerado que Canarias tiene contacto físico con Andalucía y que Baleares lo tiene con Cataluña y Valencia. La elección de tales contigüidades se ha basado en la observación de las mayores relaciones comerciales que mantienen las regiones insulares con estas otras regiones.

Los resultados obtenidos de la aplicación de los contrastes de dependencia local a las diferentes variables utilizadas en nuestro modelo, se exponen a continuación (Tablas 5.5, 5.6, 5.7 y 5.8).

**Tabla 5.5** Indicadores locales para la productividad del empleo

	Signo	I <sub>i</sub> significativa	G <sub>i</sub> significativa
1964	>0	Extremadura	Andalucía, Asturias, Extremadura, Murcia
	<0	Madrid	
1977	>0	Extremadura	Baleares
	<0	Madrid	Andalucía, Asturias, Extremadura
1991	>0	Extremadura	Navarra, Rioja
	<0	Madrid	Andalucía, Asturias, Extremadura, Galicia, Murcia

**Tabla 5.6** Indicadores locales para el ratio capital privado-empleo

	Signo	I <sub>i</sub> significativa	G <sub>i</sub> significativa
1964	>0	Cantabria, Extremadura	Cantabria
	<0	Madrid	Andalucía, Aragón, Extremadura
1977	>0	Baleares, Extremadura	Cantabria, Cataluña, Baleares
	<0		Andalucía, Castilla-León, Extremadura
1991	>0	Cantabria	Cantabria
	<0	Galicia	

De los resultados de los indicadores locales se concluye que la productividad del empleo presenta un esquema de centro-periferia con concentración de valores elevados en la capital española, concentración de valores pequeños en el sur de España y grandes en el norte (excepto la parte más occidental, es decir, Asturias y Galicia). Un esquema similar es el

obtenido para el capital privado aunque en este caso también se observan concentraciones de valores elevados a lo largo del Mediterráneo (Cataluña y Baleares).

**Tabla 5.7** Indicadores locales para el capital público productivo (relativizado a extensión)

	Signo	I <sub>i</sub> significativa	G <sub>i</sub> significativa
1964	>0	Extremadura	Cantabria
	<0	País Vasco, Madrid	Andalucía, Aragón, C-M, Extrem., Murcia, Valencia
1977	>0	Extremadura	
	<0	País Vasco, Madrid	Andalucía, Asturias, Castilla-Mancha, Extremadura
1991	>0	Extremadura	
	<0	País Vasco, Madrid	Aragón, Castilla-Mancha, Extremadura

**Tabla 5.8** Indicadores locales para el capital público social (relativizado a población)

	Signo	I <sub>i</sub> significativa	G <sub>i</sub> significativa
1964	>0	Castilla-León, Rioja	Asturias, Cantabria, Castilla-León, Galicia, Navarra, País Vasco, Rioja
	<0	Navarra	Andalucía, Baleares, Murcia
1977	>0	C-L, País Vasco, Rioja	Asturias, Cantabria, C-L, Navarra, P. Vasco, Rioja
	<0		Andalucía, Baleares, Murcia, Valencia
1991	>0	Baleares, Navarra, P. Vasco	Navarra, País Vasco, Rioja
	<0		Baleares, Canarias, Murcia, Valencia

En lo que se refiere al capital público básico, existen dos focos principales de valores elevados en Madrid y el País Vasco a lo largo de todo el período, mientras que los principales valores bajos están concentrados en el sur de España (Andalucía, Castilla La Mancha y Extremadura). El capital público social ofrece valores altos y similares en todas las regiones en el norte y valores bajos en las regiones mediterráneas (en concreto, Murcia, Valencia y Baleares) y en

Andalucía. En conclusión, el capital público, especialmente su componente básico, parece presentar un esquema de centro-periferia, en el sentido de que existe una concentración importante de buenas dotaciones de bienes infraestructurales en zonas donde ha tenido lugar un proceso de expansión desde 1964 (País Vasco y Madrid), y un elevado número de CCAA que no han sido capaces de seguir un proceso de crecimiento continuo, por lo que presentan pequeños valores de dotaciones infraestructurales, entre las que se encuentran las regiones del sur.

Estos resultados implican que las series usadas en este trabajo, correspondientes a las regiones españolas, no presentan a lo largo del territorio, una distribución aleatoria debido quizás a la existencia de importantes vínculos entre las regiones, de manera que los *shocks* producidos en alguna de ellas pueden desplazarse al resto. Por esta razón es probable que aparezca un proceso de dependencia espacial en las regresiones estimadas de las funciones de producción. En el siguiente apartado se ofrecen los modelos que introducen a nivel teórico dichos vínculos interregionales.

### 5.3.3 Modelización de la función de producción con externalidades

En este apartado se describe el modelo en el cual se van a introducir, por una parte, las externalidades interregionales y, por otra parte, se estudia el posible efecto *spillover* de las infraestructuras.

Respecto al primer punto, la hipótesis básica de la que se parte es que los vínculos entre las regiones se encuentran directamente relacionados con el producto que hay en cada una de ellas. Partimos de una función de producción ampliada con el capital público básico cuya expresión más simple es:

$$Y_{it} = A_{it} \cdot f(L_{it}, Kp_{it}, Kgb_{it}) \quad (5.18)$$

donde el índice  $i$  representa las regiones,  $t$  el período temporal y  $A_{it}$  el estado de la tecnología. Es decir, la forma funcional que se ha venido estimando en este trabajo hasta este punto. La

misma no considera ningún tipo de efecto externo en el crecimiento, es decir, no se considera la posible presencia de vínculos entre las economías analizadas. Sin embargo, la presencia de los mismos es más que probable. Por una parte, se puede pensar que existen potenciales efectos *spillover* regionales que podrían condicionar la evolución seguida por unas regiones que pertenecen a una misma nación siendo, en consecuencia, altamente interdependientes. Por otra parte, se ha contrastado como la actividad económica en las regiones españolas no está distribuida de forma aleatoria presentando, por el contrario, un esquema de dependencia.

Por tanto, parece lógico que el nivel de producto de las regiones vecinas puede estar afectando el producto de una región como consecuencia de la difusión tecnológica o de las externalidades pecuniarias por el aprovechamiento de economías de aglomeración. En tal situación, la tecnología y el nivel de producción de una región no únicamente dependerán de los factores que se encuentran dentro de la misma sino también del nivel de tecnología y producto en las regiones vecinas. Si esto es así, se deberían introducir dichas externalidades en la función de producción de forma que interaccionaran con el resto de factores productivos propios de dicha región. Siguiendo esta idea, nos encontraríamos con la siguiente expresión:

$$Y_{it} = A_{it} \cdot f(L_{it}, Kp_{it}, Kgb_{it}) \cdot g(Y_{p,t}) \quad (5.19)$$

donde la variable  $Y_{p,t}$  es el producto en el resto de regiones en el período  $t$ , siendo  $g$  homogénea de grado 1. De forma log-linealizada con una tecnología tipo Cobb-Douglas se obtiene esta expresión:

$$\ln Y_{it} = \mu + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln Kp_{it} + \gamma \ln Kgb_{it} + \delta \ln Y_{p,t} + u_{it} \quad (5.20)$$

En concreto, se espera que  $\delta$  presente un signo positivo, dado que a mayores niveles de producto en las regiones vecinas es de esperar un mayor output en la región bajo consideración por todas las razones esgrimidas anteriormente. En esta especificación los *spillovers* regionales son consecuencia de la influencia que, sobre la propia función de producción de una región  $i$ , tienen los factores de producción de las regiones vecinas.

Tres hipótesis subyacen a la especificación dada en (5.20):

1. Tanto los rendimientos a escala internos como las economías externas tienen el mismo valor para todas las regiones. En este sentido, se podría pensar que, según las características de cada región dichos efectos pudieran ser diferentes. Coe y Helpman (1995) demuestran que los efectos que tiene la I+D extranjera en la productividad doméstica son mayores cuanto más abierta es la economía al comercio extranjero. Asimismo, Kubo (1995) especifica en un modelo teórico diferentes parámetros para los rendimientos internos y para las externalidades regionales en dos regiones diferentes, analizando las consecuencias en el desarrollo regional según el parámetro que sea mayor en cada región.
2. Se asume que las externalidades se producen de forma instantánea entre las regiones, es decir, en el mismo período temporal. La especificación, por tanto, no está incluyendo un proceso dinámico en la difusión interregional de la tecnología.
3. Estamos suponiendo que el entramado de interdependencias entre las regiones se puede recoger a través de una variable como el producto en las regiones vecinas. Si bien es una hipótesis fundada en una base teórica, tal como se ha expuesto anteriormente, no es la única manera de considerar las externalidades.

Finalmente, decir que no se considera un mismo nivel tecnológico para todas las regiones en todos los años, sino que siguiendo las conclusiones obtenidas en el capítulo anterior se consideran niveles iniciales de producto que pueden diferir entre las distintas economías y que pueden variar con el tiempo. Tal como recoge Islam (1995) estos niveles distintos están reflejando distintas dotaciones de recursos, el clima, las diferencias institucionales, etc.

Un segundo punto a estudiar es la posible existencia de un efecto *spillover* de las infraestructuras. Para considerar tal efecto, se introduce en la función de producción una variable que recoge el capital público de las regiones vecinas, además de seguir considerando el capital propio de la región:

$$\ln Y_{it} = \mu + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln Kp_{it} + \gamma_1 \ln Kgb_{it} + \gamma_2 \ln Kgb_{p,t} + u_{it} \quad (5.21)$$

La variable  $Kgb_{p,t}$  se obtiene como la suma del capital público de las regiones vecinas dividido por el número de regiones que comparten frontera con la región  $i$ . De esta manera se considera que la importancia del capital público de una región colindante a la región  $i$  será tanto mayor cuanto menos regiones contiguas posea la región  $i$  y viceversa. Si el capital público de las regiones vecinas facilita la producción en la región  $i$  como consecuencia, por ejemplo, de efectos aglomeración, se esperaría que el parámetro  $\gamma_2$  fuera positivo. Si, por el contrario, los factores más móviles de la producción como el empleo especializado buscaran aquellas áreas en las que se dispone de unas mayores instalaciones o servicios, y si las infraestructuras son vistas por los trabajadores como tales,  $\gamma_2$  resultaría ser negativo. Teniendo en cuenta que el período considerado corresponde a un proceso de elevada industrialización en España, y que la misma se llevó a cabo en unos focos determinados del país,  $\gamma_2$  también podría resultar negativo como consecuencia del elevado grado de competencia regional por acaparar la industria. En este caso el signo negativo estaría indicando el fuerte esquema de centro-periferia en el caso regional español, especialmente en los sesenta y setenta.

La consideración de ambas variables,  $Y_{p,t}$  y  $Kgb_{p,t}$ , simultáneamente en la función de producción, puede causar problemas desde un punto de vista teórico, dado que las primeras están incluyendo a las segundas a la vez que puede generar un problema de elevada correlación entre variables explicativas. En efecto, consideremos la función de producción de una región  $i$ :<sup>14</sup>

$$Y_i = A_i \cdot L_i^\alpha \cdot Kp_i^\beta \cdot Kgb_i^{\gamma_1} \quad (5.22)$$

De forma análoga, la función de producción de las regiones adyacentes ( $Y_{p,t}$ ) presentaría la siguiente expresión:

---

<sup>14</sup> Se omiten los subíndices correspondientes al tiempo para dar más importancia al aspecto regional que es el que se está tratando.

$$Y_{\rho_i} = A_{\rho_i} \cdot L_{\rho_i}^{\alpha} \cdot K_{\rho_i}^{\beta} \cdot Kgb_{\rho_i}^{\gamma_1} \quad (5.23)$$

Se observa cómo la variable  $Kgb_{\rho_i}$  está formando parte de la variable  $Y_{\rho_i}$  por lo que en caso de introducir ambas externalidades simultáneamente obtendríamos la siguiente función:

$$Y_i = A_i \cdot L_i^{\alpha} \cdot K_{\rho_i}^{\beta} \cdot Kgb_i^{\gamma_1} \cdot Kgb_{\rho_i}^{\gamma_2} \cdot Y_{\rho_i}^{\delta} \quad (5.24)$$

y substituyendo la ecuación (5.23) en (5.24) se obtiene:

$$Y_i = A_i \cdot L_i^{\alpha} \cdot K_{\rho_i}^{\beta} \cdot Kgb_i^{\gamma_1} \cdot Kgb_{\rho_i}^{\gamma_2} \cdot (A_{\rho_i} \cdot L_{\rho_i}^{\alpha} \cdot K_{\rho_i}^{\beta} \cdot Kgb_{\rho_i}^{\gamma_1})^{\delta} \quad (5.25)$$

de forma que  $Kgb_{\rho_i}$  estaría considerado dos veces, por lo que desestimamos la utilización de la expresión (5.24).

En conclusión, dos son los modelos que van a estimarse. La ecuación (5.21) se estima inicialmente a fin de analizar de forma aislada el efecto *spillover* de las infraestructuras. Posteriormente, se estima la ecuación (5.20) para analizar la importancia de los efectos externos, recogidos a través del producto en las regiones vecinas.

### 5.3.4 Evidencia empírica de las externalidades en el crecimiento. La econometría espacial

#### 5.3.4.1 Desarrollo empírico

La similitud que existe entre la ecuación (5.20) y las especificaciones más habituales de la econometría espacial nos permite usar el concepto de dependencia espacial para dos cuestiones básicas. En primer lugar, contrastar la posibilidad de la existencia de dicho efecto en la función de producción aplicada para las regiones españolas, de forma que la introducción de los efectos *spillovers* pueda hacerse en base a criterios objetivos. En segundo lugar, en caso de constatarse la necesidad de que las estimaciones de las especificaciones anteriores se realicen a partir de funciones en las que los posibles problemas de dependencia

espacial ya hayan sido tenidos en cuenta, se utilizarán los métodos de estimación más adecuados dados en econometría espacial. Así, la ecuación (5.20) se podría reescribir tal que:

$$\ln Y_{it} = \mu a_{it} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln Kp_{it} + \gamma \ln Kgb_{it} + \delta W \ln Y_{it} + u_{it} \quad (5.26)$$

donde  $W \ln Y_{it}$  es un retardo espacial de la variable endógena. En este modelo, la dependencia espacial está implicando que un elevado y sistemático output en las regiones vecinas, es decir, un output que está causado por factores permanentes y no factores cíclicos y/o aleatorios, es el que está causando las interdependencias regionales. Asimismo y basándonos en las ideas teóricas expuestas anteriormente, se puede pensar que dicho retardo estaría reflejando la existencia de economías de aglomeración supra-regionales así como la difusión de la tecnología, por las que el crecimiento en una región estaría relacionado positivamente con el nivel de actividad en las vecinas. También se podría pensar que existe una motivación, vía competencia, por ser más eficiente y productivo que las regiones vecinas para evitar que los factores más cualificados se marchen a esas regiones que presentan una mayor eficiencia. Según todas estas razones cabría pensar que el parámetro  $\delta$  debiera ser positivo. De ahí que, si este modelo es el adecuado y la externalidad es positiva, una región esté interesada en tener regiones vecinas que tengan un buen comportamiento económico.

La matriz de contactos que vamos a utilizar se basa en el criterio de contigüidad física, estando estandarizada por filas. La utilización de este criterio se basa en la idea de que la difusión de la tecnología y especialmente la existencia de un mercado especializado común de trabajo y de output probablemente será mayor entre regiones próximas. En concreto, dado que estamos considerando un panel de datos formado por 17 regiones y 14 años, la matriz  $W$  es una matriz  $(N*T)*(N*T)$  diagonal en bloques:

$$W = \begin{pmatrix} C_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & C_2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & C_3 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & C_T \end{pmatrix} \quad (5.27)$$

siendo  $0$  una matriz de ceros de dimensión  $(N \times N)$  y  $C_t$  ( $t=1,2,\dots,T$ ) una matriz de contactos donde cada elemento está definido según el criterio de contigüidad física. Dado que se sigue dicho criterio, se cumple que  $C_t=C \forall t$ , de forma que la matriz  $W$  final que se obtiene es diagonal en bloques. Esta expresión implica que únicamente existe dependencia espacial contemporánea, es decir, se supone que la dependencia espacial entre regiones en diferentes momentos del tiempo es nula.

La estimación del modelo (5.26) por el método MCO sería inconsistente y sesgada por lo que se debe estimar mediante el método máximo verosímil para el modelo del retardo de la variable endógena.

Sin embargo, podría resultar que la autocorrelación espacial se encontrara en el término de perturbación y no fuera posible especificarla a través de variables concretas retardadas espacialmente. En este caso, el modelo autorregresivo espacial que lo tuviera en cuenta estaría considerando los efectos de un output generado de forma anómala en las regiones vecinas en el sentido de que no es debido a factores sistemáticos o permanentes sino que, por el contrario, se debe a posibles shocks no anticipados o aleatorios. Es decir, surge como consecuencia de desviaciones del producto de las regiones vecinas respecto de sus niveles de equilibrio. En este caso, el modelo a estimar sería:

$$\ln Y_{it} = \mu a_{it} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln Kp_{it} + \gamma \ln Kgb_{it} + u_{it} \quad (5.28)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + e_{it} \quad e \rightarrow N(0, \sigma^2 I)$$

siendo  $\lambda$  el parámetro autorregresivo espacial que mide la intensidad de las interdependencias entre los residuos. Es decir, las interdependencias que se recogen en este modelo se producen a través de un *efecto contagio* producido por la transmisión de shocks entre regiones vecinas.

La no consideración de un esquema autorregresivo espacial en el término de perturbación cuando es necesario incluirlo supone que la estimación mínimo cuadrática resulta ineficiente, con la consiguiente invalidación de los procedimientos de inferencia habitual y la estimación sesgada de la varianza residual.

Considerando estas ideas, nos centramos en la contrastación de la presencia de un esquema de dependencia espacial en el modelo dado por la ecuación (5.18). La estrategia que se propone es una adaptación de la propuesta por Florax y Folmer (1992). Concretamente:

- 1) Se estima la función de producción ampliada con el capital público básico con el método de estimación adecuado, que como ya se ha visto, resulta ser el de efectos fijos para el modelo de componentes del error bidimensional.
- 2) Se calculan los diferentes estadísticos que existen para contrastar la presencia de autocorrelación espacial en el modelo así estimado. Los tests que van a utilizarse son los de la I de Moran, el LM-ERR y el LM-LAG, así como sus contrapartidas robustas ante otras posibles estructuras de dependencia espacial, el LM-EL y el LM-LE. A pesar de que estos estadísticos han sido presentados en el Capítulo 3 para una muestra transversal, es posible utilizarlos en un *pool* de datos siempre que se considere que no existe correlación espacial entre diferentes unidades temporales.<sup>15</sup> Asumiendo dicha condición, tan sólo es necesario reemplazar la matriz de contactos típica de dimensión  $(N*N)$  correspondiente a la  $C_t$  de la expresión (5.27) por la matriz  $W$ , definida en esta misma expresión y de dimensión  $(N*T)*(N*T)$ .
- 3) Tras el cálculo de dichos tests se nos ofrecen dos posibilidades:
  - i) En caso de que dichos tests nos lleven a no rechazar la hipótesis nula, se aceptará la estimación de la función de producción sin ningún tipo de efectos espaciales como el modelo más adecuado. Es decir, estaríamos ante una situación de no existencia de externalidades regionales y ya se habría acabado el proceso.
  - ii) Si los tests de autocorrelación espacial resultan significativos, se introduce inicialmente un retardo espacial de la variable capital público básico para analizar la importancia y significatividad del efecto *spillover* de las infraestructuras. Tras esta

---

<sup>15</sup> En el trabajo de Aznar *et al.* (1996) se presenta, desde una posición crítica, el estado actual del programa de investigación en econometría espacial, con una buena síntesis de las relaciones espacio-temporales en este campo.

nueva estimación se contrasta si la introducción del efecto *spillover* de las infraestructuras básicas (recogido a través de dicho retardo espacial) nos hace desaparecer los problemas de autocorrelación espacial que existen en la estimación de la función de producción inicial.

4) Nos encontramos ahora ante dos nuevas posibilidades:

- i. En caso de que los tests nos lleven a no rechazar la hipótesis nula, se concluirá que los problemas de autocorrelación espacial que existen en la función de producción ampliada con el capital público desaparecen cuando se introduce el efecto *spillover* de las infraestructuras no habiendo más efectos que puedan ser la causa de la presencia de externalidades regionales.
- ii. En caso de haber rechazado la hipótesis nula de no existencia de problemas de dependencia espacial aun habiendo introducido el capital público de las regiones vecinas, deberemos concluir que existen efectos externos debidos a otras causas como, por ejemplo, la difusión de tecnología, la existencia de mercados comunes de output y de factores, etc. Para analizar de qué tipo de externalidades se trata, seguimos el siguiente proceso:
  - a. Si tras el cálculo de los contrastes en el punto 2, el de la  $I$  de Moran es significativo y además únicamente los contrastes correspondientes al modelo autorregresivo espacial (LM-ERR y LM-EL) son significativos o en caso de que también lo sean los correspondientes a un modelo del retardo espacial (LM-LAG y LM-LE) el valor de la probabilidad de los primero es menor, sería necesario estimar el modelo (5.28) mediante el estimador máximo verosímil espacial para el modelo del error espacial.
  - b. Si, por el contrario, los contrastes que resultan ser significativos (a parte del de la  $I$  de Moran) son los del modelo del retardo espacial o los contrastes de los dos grupos son significativos pero el valor de la probabilidad de los del segundo es menor, cabría pensar que la solución más adecuada es la

estimación del modelo que introduce un retardo espacial de la variable endógena (5.20) mediante el método de estimación máximo verosímil correspondiente.<sup>16</sup>

#### 5.3.4.2 Resultados<sup>17</sup>

Los resultados del modelo que introduce las externalidades interregionales a través del criterio de contigüidad física, se encuentran resumidos en la Tabla 5.9. La estrategia seguida en la contrastación y estimación es la que se ha comentado anteriormente.

En la columna 1 se presentan los resultados de la estimación de la función de producción sin introducir ningún tipo de externalidades. De hecho, son los resultados de la estimación que finalmente se ha escogido en el capítulo anterior como la más válida: una función de producción ampliada con el capital público básico y estimada según la técnica de efectos fijos del modelo de componentes del error bidimensional, es decir, introduciendo efectos fijos individuales y temporales. En esta estimación y a fin de contrastar la presencia de un proceso de dependencia espacial en la función de producción, se calculan los diferentes estadísticos que han sido comentados en el Capítulo 3. El contraste de la I de Moran nos está indicando la clara presencia de un problema de autocorrelación espacial. Sin embargo, con la sola ayuda de este contraste nos es imposible saber el tipo de dependencia. Los tests de los multiplicadores de Lagrange (LM) nos sirven de guía. Se observa como tanto los contrastes de LM-EL como LM-LE son significativos, teniendo el primero una menor probabilidad, por lo que parece ser que el modelo más adecuado sería el del error espacial (5.28).

---

<sup>16</sup> La estrategia propuesta no es la única. Se podría considerar también la introducción de retardos espaciales de las variables explicativas de la función de producción a fin de analizar si la introducción de las mismas hacen desaparecer los problemas de autocorrelación espacial. Sin embargo, la estrategia que hemos propuesto se basa en la similitud con el modelo teórico propuesto.

<sup>17</sup> Las estimaciones del apartado 5.3 y 5.4 se han obtenido con el programa econométrico SpaceStat, versión 1.80 (Anselin, 1992b).

**Tabla 5.9** Resultados de la función de producción ampliada con externalidades

	1	2	3	4
$\mu$	1,344 (1,96)	2,254 (2,79)	1,164 (1,76)	1,433 (1,65)
$\alpha$	0,351 (8,79)	0,349 (8,82)	0,358 (9,65)	0,352 (9,39)
$\beta$	0,478 (10,67)	0,507 (10,89)	0,476 (11,23)	0,479 (11,14)
$\gamma_1$	0,043 (2,03)	0,049 (2,29)	0,052 (2,56)	0,043 (2,16)
$\gamma_2$		-0,121 (-2,09)		
$\delta$				-0,010 (-0,15)
$\lambda$			0,214 (2,77)	
<b>LnL</b>	403,018	405,547	405,404	403,027
<b>AIC</b>	-740,037	-743,095	-744,808	-738,055
<b>I Moran</b>	3,325 (p:0,001)	2,927 (p:0,034)		
<b>LM-ERR</b>	3,303 (p:0,069)	2,018 (p:0,155)		
<b>LM-EL</b>	8,906 (p:0,003)	2,415 (p:0,12)		
<b>LM-LAG</b>	0,014 (p:0,904)	0,464 (p:0,495)		
<b>LM-LE</b>	5,618 (p:0,018)	0,861 (p:0,353)		
<b>LR-ERR</b>			4,771 (p:0,029)	
<b>LR-LAG</b>				0,018 (p:0,893)

NOTAS: En paréntesis, los contrastes de la  $t$  y la probabilidad de los contrastes de dependencia espacial

Sin embargo, antes de pasar a estimar el modelo autorregresivo espacial, y siguiendo la estrategia propuesta en el apartado anterior, en la columna 2 se presentan los resultados de la estimación de la función de producción en la que se introduce el capital público básico de las regiones vecinas, (5.21). De los resultados de esta especificación hay que extraer tres conclusiones claras.

- En primer lugar, el capital público de las regiones vecinas resulta ser significativamente diferente de cero y presenta un valor de -0.121. Este resultado negativo estaría en la misma línea de los resultados obtenidos por Kelejian y Robinson (1997) si bien en su caso dicho parámetro no resultaba significativo. El signo negativo del efecto *spillover* de las infraestructuras estaría indicando, por ejemplo, que la mayor dotación infraestructural de las regiones vecinas a la región  $i$  son vistas por la población de la región  $i$  como algo positivo que les permite aumentar su bienestar por lo que la mano de obra de la región  $i$  se marcharía a las vecinas, haciendo disminuir el producto en  $i$ . También las firmas, viendo que las regiones

vecinas poseen mayores dotaciones de capital público y dado que el capital público de la propia región presenta una elasticidad positiva, tendrían un incentivo para trasladarse a dichas regiones vecinas. Quizás una empresa no cambiará su ubicación por el hecho de que las dotaciones infraestructurales sean mejores en la región vecina (ya que la elasticidad del propio capital público es de pequeño tamaño) pero sí podrán ser tenidas en cuenta por aquellas firmas que están decidiendo ubicarse en una u otra región.

- El hecho de haber introducido el capital público de las regiones vecinas no hace cambiar prácticamente los resultados que se obtienen del resto de factores manteniéndose, a su vez, la significación de todos ellos. Así, se sigue concluyendo que el capital público de la propia región tiene un efecto positivo en torno al 0.04/0.05, es decir, que la presencia del capital público de las regiones vecinas no hace variar las conclusiones sobre el capital público propio.
- Respecto al análisis espacial efectuado, se observa que la probabilidad de los contrastes ha disminuido en todos ellos. Así, el test de la  $I$  de Moran ve reducir su valor, pero aún así el contraste sigue siendo significativo indicando la persistencia de un tipo u otro de dependencia espacial. Sin embargo, el problema aparece cuando se quiere detectar de qué tipo estamos hablando ya que ninguno de ellos resulta significativo, si bien las probabilidades de los contrastes del modelo autorregresivo espacial son menores. Por tanto, cuando se introduce el efecto *spillover* de las infraestructuras se reducen los problemas de dependencia espacial, pero siguen estando presentes como se deduce del test de la  $I$  de Moran.

De todas maneras, siguiendo la estrategia apuntada en el apartado anterior, dado que se ha optado por no introducir simultáneamente el capital público y el producto de las regiones vecinas para evitar duplicidades, partimos de los resultados de los contrastes calculados sobre la estimación MCO de la función de producción, es decir, los tests de la columna 1. El modelo más adecuado es el (5.28) siendo éste el estimado en la columna 3 por el método máximo verosímil. Antes de analizar los resultados, decir que el contraste del Ratio de Verosimilitud

para los errores (LR-ERR) con una probabilidad de 0.029 nos está indicando que el modelo así estimado es el apropiado. De esta estimación se desprende que los parámetros de los factores privados y del capital público mantienen los valores que tenían en la estimación MCO. Y en lo que se refiere al parámetro que recoge la intensidad de las interacciones, el mismo presenta un signo positivo y significativo con un valor de 0.214. Es decir, los cambios en el producto que ocurren en las regiones vecinas están influyendo en la región  $i$  de forma positiva, si bien no es posible recoger la dependencia espacial de forma concreta en una variable.

De hecho, si con el objetivo de introducir las externalidades interregionales se hubiera realizado la estimación de la función de producción ampliada con el producto de las regiones vecinas, es decir, la estimación de la ecuación (5.20) sin haber contrastado anteriormente la validez de dicho modelo, se hubiera llegado a conclusiones erróneas. Así, en la columna 4 se presentan los resultados de la estimación máximo verosímil de dicho modelo. Si bien los resultados de los factores no varían, el producto de las regiones vecinas presenta un signo negativo, si bien no resulta significativo. La no idoneidad de la estimación de este modelo queda latente por el valor del estadístico LR-LAG, que no resulta significativo.

Por tanto, queda comprobado que el modelo más adecuado es el que incorpora una estructura autorregresiva espacial en el término de error, indicando que los efectos de un output elevado debido a posibles *shocks* no anticipados o aleatorios en las regiones vecinas están influyendo positivamente en el nivel del output de la región bajo consideración. Además se ha concluido que el capital público de las regiones vecinas tiene un efecto negativo en el producto de la región considerada.

#### **5.3.4.3 Alternativas en la definición de los vínculos regionales: ¿Cambian las conclusiones?**

Un aspecto que se ha de tener en cuenta en la contrastación de la dependencia espacial es el hecho de que, a través de la matriz de contactos se representa la potencial interacción entre las diferentes unidades espaciales y, por tanto, de ella depende la obtención de la presencia o ausencia de un proceso de autocorrelación espacial en el modelo. De ahí que la

determinación de la correcta especificación de los elementos de la misma,  $w_{ij}$ , sea uno de los aspectos metodológicos más difíciles y controvertidos. A pesar de su importancia, existe un elevado grado de arbitrariedad en su especificación. Los resultados que se han presentado se han obtenido utilizando el criterio de contigüidad física, basándonos en la idea de que la proximidad es importante para que aparezcan los procesos que generan externalidades (Henderson, 1992; Glaeser *et al.*, 1992). Si la distancia es importante en la transmisión de la tecnología, todavía lo puede ser más cuando se piensa en externalidades pecuniarias tales como la existencia de un mercado común, tanto de mano de obra especializada como de productos finales.

Sin embargo, dos son los principales problemas que plantea la utilización del criterio de contigüidad física:

1. El carácter simétrico del criterio de la contigüidad física es cuestionable, ya que se estaría considerando que la influencia que recibe la región  $j$  de la  $i$  es idéntica a la que recibe  $i$  de  $j$ . Por el contrario, la influencia entre dos regiones no siempre es recíproca en lo que se refiere a la intensidad de la relación. De hecho, la historia económica ha demostrado que en las relaciones entre regiones, países, etc., suelen aparecer situaciones de dominio de una parte y dependencia de la otra, y no tanto de igualdad.
2. El concepto de contacto físico como determinante de las influencias entre las unidades espaciales impide, por ejemplo, aceptar una posible interacción mutua entre dos regiones alejadas en el espacio pero vinculadas a través de buenas redes de transporte y comunicaciones.

A fin de superar estas limitaciones, nos planteamos ahora el objetivo de especificar otra forma de vínculos interregionales, alternativa a la de contigüidad física. De esta manera, también se podrá analizar la sensibilidad de los resultados a la incorporación de distintas interrelaciones entre regiones. Es decir, comprobar que los parámetros que recogen las

externalidades y los estadísticos utilizados en la detección de la dependencia espacial ofrecen los mismos resultados utilizando distintas matrices de contacto.

La definición que se va a utilizar se basa en la idea de que la dependencia espacial aparecida en nuestro modelo no sólo viene determinada por una noción de espacio o localización sino que existen otras posibles ligazones tanto económicas como sociales que pueden hacer que dos regiones lejanas en el espacio sean interdependientes. Así, se parte ahora de la idea de Coe y Helpman (1995) de que el comercio de bienes es una vía de difusión de la tecnología, que se transmite incorporada a los mismos bienes que se comercian. De este modo, los aliados comerciales de un país o región se verán beneficiados de las innovaciones de ese país/región. Siguiendo a Helpman (1997) existen dos maneras en que el comercio sirve para el incremento de la productividad de los factores: en primer lugar, convirtiendo en disponibles ciertos productos y servicios que incorporan conocimientos del extranjero (o de otras regiones); y en segundo lugar, proporcionando tecnologías que de otra manera no podrían estar a disposición de ciertas regiones o países.

Por estas razones se decide utilizar un criterio de potencial interacción basado en la consideración de las relaciones comerciales existentes entre las diferentes CCAA. De esta manera, en caso de que la región  $i$  suponga más del 8 % del comercio de la región  $j$  (porcentaje considerado suficientemente elevado como para ser indicativo de fuertes interdependencias entre dos regiones)<sup>18</sup>, el elemento de la matriz de contactos correspondiente a  $j$  será 1 y 0 si es menor. La utilización de este criterio hace posible la inclusión de las comunidades insulares sin necesidad de usar criterios subjetivos, dado que su condición de insularidad no las excluye del tráfico comercial y sus consecuentes interdependencias. Los datos referidos a los intercambios comerciales entre regiones se han obtenido de la III Encuesta Nacional del Transporte de Mercancías del Ministerio de Transportes, Turismo y Comunicaciones.<sup>19</sup>

---

<sup>18</sup> Se ha escogido el 8% porque es la media de las relaciones comerciales entre regiones. De esta manera, según el criterio escogido, valores superiores a la media estarían indicando la existencia de correlación entre esas dos regiones, y viceversa.

<sup>19</sup> En Arcarons *et al.* (1992) se profundiza en el estudio de los intercambios comerciales entre las CCAA españolas.

De esta manera, considerando los flujos comerciales interregionales se cumple la primera ley de la Geografía que dice que "cualquier cosa está relacionada con cualquier cosa", ley que no se cumple con la mera consideración de los contactos físicos. Sin embargo, se ha de reconocer que la colindancia económica y la geográfica a menudo coinciden, cumpliéndose siempre la segunda parte de dicha ley por la que a pesar de que todo está relacionado con todo, "...las cosas cercanas están más relacionadas que las distantes" (Tobler, 1979).

Se repite, pues, la estrategia llevada a cabo en el apartado anterior, ahora para el criterio de contigüidad comercial. En la Tabla 5.10 se presentan los resultados.

**Tabla 5.10** Resultados de la función de producción con externalidades comerciales

	1		2		3		4	
$\mu$	1,344	(1,96)	2,254	(2,79)	1,367	(2,09)	1,096	(1,11)
$\alpha$	0,351	(8,79)	0,349	(8,82)	0,349	(9,59)	0,350	(9,45)
$\beta$	0,478	(10,67)	0,507	(10,89)	0,475	(11,18)	0,473	(10,86)
$\gamma_1$	0,043	(2,03)	0,049	(2,29)	0,047	(2,37)	0,045	(2,22)
$\gamma_2$			-0,121	(-2,09)				
$\delta$							0,024	(0,34)
$\lambda$					0,169	(1,93)		
<b>LnL</b>	403,018		405,547		404,053		403,060	
<b>AIC</b>	-740,037		-743,095		-742,105		-738,119	
<b>I Moran</b>	2,958 (p:0,003)		2,503 (p:0,012)					
<b>LM-ERR</b>	1,278 (p:0,258)		0,498 (p:0,481)					
<b>LM-LAG</b>	2,065 (p:0,151)		0,089(p:0,764)					
<b>LM-EL</b>	0,060 (p:0,806)		0,448 (p:0,503)					
<b>LM-LE</b>	0,847 (p:0,357)		0,040 (p:0,841)					
<b>LR-ERR</b>					2,068 (p:0,149)			
<b>LR-LAG</b>							0,083 (p:0,774)	

NOTAS: En paréntesis, los contrastes de la  $t$  y la probabilidad de los contrastes de dependencia espacial

Las principales conclusiones, en comparación con el criterio de contigüidad, se resumen en los siguientes tres puntos:

- Analizando los resultados de los contrastes aplicados a la estimación MCO de la función de producción, se concluye que existe un problema de dependencia espacial, a raíz de la probabilidad del test de la  $I$  de Moran que nos hace rechazar la hipótesis nula de no dependencia. Sin embargo, ninguno de los contrastes basados en el criterio de los multiplicadores de Lagrange detecta dicho proceso por lo que resulta difícil decantarse hacia uno u otro esquema de dependencia. En comparación con los resultados obtenidos con la matriz de contactos físicos, parece ser que las relaciones comerciales no crean unos vínculos tan claros como los obtenidos por cuestiones de proximidad física, si bien sí están presentes.
- Tal como sucedía anteriormente, el capital público de las regiones vecinas resulta significativo y negativo y permite reducir los problemas de dependencia espacial sin llegar a eliminarlos.
- Dado que parecen existir vínculos comerciales que causan problemas de autocorrelación espacial en el modelo, pero los contrastes no nos ofrecen una buena guía en la detección del mejor modelo, pasamos a estimar los dos posibles. Ninguno de ellos, ni el modelo del retardo espacial ni el del error autorregresivo espacial parecen recoger bien la dependencia espacial a tenor de los contrastes del LR. Sin embargo, en caso de tenerse que inclinar por uno u otro, la estructura autorregresiva espacial del término de perturbación sería la escogida, por dos razones econométricas. Porque la probabilidad del contraste del LR es mucho más pequeña y por el valor ligeramente superior del logaritmo de la función de verosimilitud en la columna 3 (404.053) respecto al obtenido de la estimación del modelo del retardo espacial (430.060). De este modo, en el caso del modelo del error espacial, el parámetro que recoge las externalidades es significativo y tendría un valor de 0.169, es decir, ligeramente inferior al obtenido con el criterio físico de contigüidad. Sin embargo, siendo estrictos, ni siquiera a un 10% de significación es posible aceptar el modelo de la columna 3, según el contraste del LR.

En conclusión, a pesar de que la elección de uno u otro criterio de vinculación de las regiones españolas no supone cambios radicales en los resultados obtenidos sí que deben ser tenidos en

cuenta. De todos modos, parece desprenderse que el criterio de contigüidad física ofrece resultados más claros en el caso español, concluyendo que la proximidad es importante en los procesos de generación de las externalidades.

#### **5.4 EFECTO SECTORIAL DIFERENCIAL DE LAS INFRAESTRUCTURAS. EXTERNALIDADES INTERSECTORIALES EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA**

##### **5.4.1 Antecedentes en el estudio sectorial de la productividad. Externalidades intersectoriales**

El análisis llevado a cabo hasta este punto ha tratado de cuantificar la contribución del capital público al crecimiento del producto y la productividad del empleo en el conjunto de la economía regional española. No obstante, parece lógico pensar que el efecto de las infraestructuras puede variar en gran medida entre los diferentes sectores de la economía por la diferente utilización que hacen los mismos de los servicios provistos públicamente.

En concreto para el caso español, existen varios trabajos analizando la importancia de la composición sectorial en la determinación de la productividad de las regiones. Garcia-Milà y Marimón (1995), a través de un análisis descriptivo, observan que las regiones españolas con una participación del empleo en el sector agrario por encima de la media y por debajo de la media en el sector servicios (Galicia, Extremadura, las dos Castillas y Asturias) presentan tasas muy bajas de crecimiento. Por el contrario, en Madrid, Canarias y Baleares, con concentración de su fuerza laboral en el sector construcción y servicios, la composición sectorial favorece el crecimiento económico.

Por otra parte, Mas *et al.* (1995a) asocian la evolución del valor añadido por ocupado al comportamiento de dos factores: la cantidad de inputs empleada (trabajo y capital) y la eficiencia con que éstos se combinan. Entre los factores determinantes de dicha eficiencia consideran la estructura productiva, concluyendo en su análisis empírico que "la mayor especialización en actividades industriales y en distintos tipos de servicios destinados a la venta resulta capaz de influir positiva y significativamente en la eficiencia global estimada".

De este modo y siguiendo las ideas de estos trabajos, en nuestra función de producción ampliada con el factor capital público básico se introduce la variable estructura sectorial, aproximada a través del porcentaje que representa el VAB industrial en el total de la economía de cada región.<sup>20</sup> De los resultados de dicha estimación, mostrados en la Tabla 5.11, se obtienen dos conclusiones: en un principio, la confirmación de los resultados obtenidos por otros autores españoles respecto al efecto positivo y significativo de la estructura sectorial de las regiones en la evolución del producto, en concreto un efecto diferencial positivo para las regiones que están más especializadas en el sector industrial; en segundo lugar, se mantiene la influencia positiva y significativa de las infraestructuras básicas en el crecimiento del producto.

**Tabla 5.11** Estimación de la función de producción con variable sectorial

Modelo de efectos fijos del modelo bidimensional	
<b>Cte.</b>	0.914 (1.33)
<b>L</b>	0.400 (9.50)
<b>Kp</b>	0.442 (9.75)
<b>Kgb</b>	0.036* (1.68)
<b>Ind.</b>	0.129 (3.13)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.998

NOTA: (\*) Significativo al 10%

Si la composición sectorial resulta importante en la explicación de las diferencias de producto entre CCAA, las políticas públicas deberían ayudar a modificar la estructura productiva y desarrollarla en aquellos sectores con mayor futuro (García-Milà y Marimón, 1995). Asimismo, si se pudiera demostrar que el capital público tiene un efecto diferente en los

<sup>20</sup> El porcentaje se calcula partiendo de los valores absolutos en pesetas constantes de 1990 y sin incluirse el sector energético.

distintos sectores de la economía y, si en concreto se confirmasen mayores efectos en el sector industrial y/o de servicios, podría justificarse la utilización de la política de infraestructuras públicas para desarrollar la economía realizando los sectores con futuro. Por tanto, un primer objetivo en la presente sección es buscar respuesta a la cuestión de si el capital público en infraestructuras tiene un efecto diferente en los distintos sectores de la economía en España y, en tal caso, ver a qué regiones está beneficiando tal efecto.

No obstante, también se persigue un segundo objetivo. Haciendo referencia a lo comentado en el apartado 3.3.3 la evolución de un sector se encuentra influida por la evolución del resto de sectores de la economía, principalmente de aquéllos con los que comparte mayores similitudes y/o mayores relaciones input-output. Así, el dinamismo del resto de sectores puede estar influyendo positivamente en el crecimiento del producto de un sector dado. Entre las explicaciones para este contagio positivo se encuentran los vínculos hacia delante y hacia detrás por la compra de materiales y productos intermedios entre sectores, así como la transmisión de tecnología bien por medio del comercio de bienes o por compartir un mismo mercado laboral. Si esto fuera así, los rendimientos a escala de un sector industrial vendrían explicados no únicamente por la variación en los propios inputs sino también por la existencia de factores externos al sector que sólo se internalizan a nivel agregado de la industria.

En los trabajos en que se ha contrastado empíricamente la existencia de las externalidades intersectoriales (Caballero y Lyons, 1990, 1992; Burnside, 1996) se parte de la hipótesis de que al trabajar con datos agregados y no sectoriales no es posible identificar las economías externas al sector ya que quedan internalizadas a nivel agregado, mezclándose con las economías de escala de cada uno de los sectores. En dichos trabajos se demuestra que esto es así, de forma que las economías de escala debidas a los inputs agregados se encuentran sobrevaloradas ya que se les están añadiendo las externalidades intersectoriales. Así, los rendimientos de la industria americana son crecientes a nivel agregado pero se convierten en constantes cuando se desciende a nivel sectorial.

Siguiendo estas ideas, el segundo objetivo de este apartado es doble. En primer lugar, se busca una forma de contrastar la existencia de externalidades intersectoriales en la economía

española. En caso de verificarse la existencia de las mismas, en segundo término se introducen las mismas en las especificaciones que consideran el capital público. De esta manera, se pueden analizar los posibles cambios que se produzcan en los rendimientos a escala internos, como consecuencia de la introducción de los efectos externos, así como la cuantificación de los mismos. Todos estos aspectos se analizan introduciendo los efectos interregionales que ya han sido tratados en la sección anterior del presente capítulo.

#### **5.4.2 Evidencia sobre el efecto sectorial diferencial de las infraestructuras. La industria**

Se inicia el estudio del efecto sectorial diferencial analizando el distinto impacto de las infraestructuras sobre los cuatro grandes sectores de la economía: agricultura y pesca, industria, servicios destinados a la venta y construcción. A priori cabe argumentar que el sector industrial es el que más puede haberse beneficiado de la política de inversiones en infraestructuras, tanto más en un período de crecimiento generalizado y de apertura al exterior como el que estamos considerando. En nuestra opinión, el capital público habría permitido que dicho proceso se llevara a cabo, siguiendo la idea de condición necesaria del mismo, ya que las mejoras en los transportes y telecomunicaciones y otros tipos de estructuras permiten llevar a cabo importantes relaciones comerciales entre las regiones españolas y entre España y otros países, principalmente europeos. Respecto a los servicios deben hacerse varias matizaciones. Si bien es un sector destinado básicamente al mercado local, la expansión mundial de los mismos ha sido inevitable debido al avance de la información y la telemática, especialmente en lo que se refiere a la rama financiera y teleinformática. No obstante, dichas especialidades son tan sólo una parte del conjunto de los servicios y su mayor crecimiento ha tenido lugar en los últimos años, por lo que si bien las infraestructuras son necesarias para su desarrollo, su importancia es menor que en el caso de los productos industriales, especialmente si se considera que el período que abarca la muestra considerada en este trabajo empieza mucho antes que el inicio del apogeo de este tipo de servicios. En lo referente a la agricultura, el importante crecimiento que ha seguido la productividad se debe principalmente a la destrucción de mano de obra y su sustitución por maquinaria agrícola, por lo que las infraestructuras podrían tener un cierto efecto, pero no se espera que sea importante. Por último, respecto al sector de la construcción, el menos capitalizado y en el cual la mano de

obra tiene una importancia capital, la mejora en las infraestructuras puede suponer algún tipo de impacto pero no fuertemente significativo.

Con el objetivo de demostrar empíricamente cuál es el sector que más se beneficia de una política de aumento del stock de infraestructuras, se realizan estimaciones de la función de producción ampliada con el capital público para cada uno de estos cuatro sectores. Los datos proceden, también en este caso, de la Fundación BBV en sus dos publicaciones, "Renta nacional de España y su distribución provincial: 1955-1991" y "El stock de capital de la economía española" (FBBV, 1995). Tanto en un caso como en otro, la desagregación sectorial no es coincidente, de forma que se procedió a la agregación de las diferentes partidas en grupos que fueran totalmente comparables, obteniéndose los cuatro grandes sectores del sector privado.

En la Tabla 5.12 se muestran los resultados de la estimación de la función de producción ampliada con el capital público básico para los cuatro principales sectores económicos. Dado que en todos los casos se acaba escogiendo el modelo de efectos fijos para el modelo de componentes del error bidimensional, ésta es la estimación que se presenta.

**Tabla 5.12** Estimación de la función de producción en los 4 sectores económicos

<b>Estimación del modelo de componentes del error bidimensional</b>				
<b>(efectos fijos)</b>				
	<b>Agricultura</b>	<b>Industria</b>	<b>Servicios venta</b>	<b>Construcción</b>
<b>Cte.</b>	2.551	-3.57	-1.039	0.908
	(2.09)	(0.973)	(-1.92)	(1.01)
<b>L</b>	0.329	0.819	0.808	0.919
	(4.04)	(13.36)	(24.26)	(15.48)
<b>Kp</b>	0.252	0.378	0.367	0.073
	(4.94)	(11.03)	(8.33)	(0.95)
<b>Kgb</b>	0.153	0.124	-0.032	-0.023
	(2.70)	(3.66)	(-1.92)	(-0.49)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.983	0.996	0.999	0.991

NOTAS: En paréntesis, los contrastes de significación de la  $t$

En el caso del sector agrícola, el parámetro del capital público básico presenta un valor claramente significativo y elevado, en contra de lo que a priori cabría esperar. Las elasticidades del capital privado y del empleo son del 25 y del 32% (excesivamente bajas, especialmente en lo que se refiere al capital privado) por lo que los rendimientos obtenidos para los inputs privados son decrecientes. Sin embargo, como consecuencia del capital público, los rendimientos del sector agrícola habrían aumentado. Este resultado puede estar recogiendo los efectos de la reestructuración de la agricultura, con elevadas ganancias en la productividad consecuencia de importantes pérdidas de empleo.

Para el sector de la construcción las infraestructuras no tendrían ningún tipo de efecto significativo sobre el output. No obstante, existen ciertos resultados a destacar en lo que se refiere a las participaciones de los factores privados. Así, la elasticidad del producto respecto la mano de obra es de 0.91 mientras que la aportación del capital privado al producto final no resulta significativa, pudiéndose concluir que parece contrastarse empíricamente que el sector de la construcción es el menos capitalizado, siendo la mano de obra el factor fundamental.

Respecto a la industria y los servicios, existe una similitud de resultados en ambos sectores en lo referido al valor de las elasticidades de los inputs privados y por tanto, los rendimientos a escala en dichos factores. En los dos sectores dichas participaciones son aproximadamente del 80% para el empleo y del 37% para el capital privado, obteniéndose por tanto, rendimientos a escala que son crecientes ya en los factores privados. Sin embargo, en lo referido a los resultados relacionados con el capital público, las conclusiones son bien distintas. Mientras que para el caso de la industria el capital público básico resulta significativo con una elasticidad del 0.12, en el caso del sector servicios resulta significativo pero de signo negativo si bien es de un valor casi despreciable. Por tanto, en el sector industrial las infraestructuras básicas se estarían comportando como verdaderas externalidades que permiten aumentar los rendimientos, pero no así en el sector servicios.

Esta existencia de economías a escala crecientes en los inputs privados en el caso del sector industrial y de servicios es una evidencia a favor de la existencia de externalidades marshallianas, aparte de las infraestructuras, que no quedan recogidas en esta especificación de la función de producción ampliada y que afectan de forma importante al producto de

dichos sectores. Externalidades entre las que no estarían, por tanto, las infraestructuras. Según la teoría marshalliana, la industria es el sector que más se vería beneficiado de la disponibilidad de una mano de obra cualificada y experimentada, de la difusión de la tecnología y del fácil acceso a un mercado de bienes intermedios. Sin embargo, según nuestros resultados, al producto del sector servicios también le afectarían ciertas economías externas. La diferencia estriba en que en el caso del sector industrial, además de externalidades en el sentido marshalliano nos encontraríamos con un efecto significativo extra del capital público básico.

Se puede concluir que las infraestructuras públicas no tienen el mismo efecto sobre la productividad de los diferentes grandes sectores económicos pudiendo afirmar, tras la evidencia empírica obtenida, que son la industria y la agricultura las que más se han visto beneficiadas. El resultado de la agricultura no tiene argumentaciones teóricas fuertes que lo respalden. Por el contrario, entre las razones explicativas del mayor beneficio que recibe la industria de las infraestructuras, se pueden argumentar la reducción de costes, la mejor accesibilidad a los inputs intermedios y a los productos manufacturados, las mayores posibilidades de obtener beneficios y, por tanto, el incremento en el número de establecimientos, tal y como apuntan Holtz-Eakin y Lovely (1996). Este mayor número de empresas permitirá que se generen más economías externas, de forma que se cumpliría la idea señala por Caballero y Lyons (1990) de que las infraestructuras no son verdaderas economías externas pero son fuente generadora de las mismas. Cabe reseñar, por tanto, que habida cuenta del mayor beneficio que recibe el sector industrial de los incrementos del capital público básico, quedan plenamente justificadas las investigaciones más recientes que se centran en las relaciones entre infraestructuras (principalmente transportes y comunicaciones) y la actividad industrial.

Considerando la coincidencia de teoría y resultados en cuanto al efecto del capital público en el sector industrial, nos vamos a centrar en él a partir de ahora. Y siguiendo con el objetivo de analizar la diferenciación sectorial del papel de las infraestructuras, se va a analizar el impacto de las mismas en los distintos sectores de la industria. Las variables VAB y empleo industrial desagregadas sectorialmente se han obtenido de los datos de la Encuesta Industrial (EI).

Como empleo se utiliza el número de ocupados y el VAB se obtiene como la diferencia entre el producto y los consumos intermedios. De esta manera las variables son la máxima aproximación posible a las que se han utilizado hasta el momento para la economía agregada procedentes de la FBBV. La máxima desagregación sectorial que se ha podido conseguir es de 12 sectores, que son los que se muestran a continuación (Tabla 5.13). En el Capítulo 6 (sección 6.4) se da una explicación más detallada de la correspondencia de los datos de capital privado procedentes de la FBBV y el VAB y el empleo de la EI.

**Tabla 5.13 Sectores industriales utilizados en la aplicación empírica**

Denominación	
s1	Minerales metálicos y siderometalurgia
s2	Minerales y productos no metálicos
s3	Productos químicos
s4	Productos metálicos
s5	Maquinaria agrícola e industrial
s6	Material y accesorios eléctricos
s7	Material de transporte
s8	Productos alimenticios, bebidas y tabacos
s9	Productos textiles, cuero y calzados
s10	Papel, artículos de papel, impresión
s11	Productos de caucho y derivados del plástico
s12	Madera, corcho y otras manufacturas

La estimación de la función de producción ampliada con el capital público básico se ha llevado a cabo para estos 12 sectores industriales a fin de ver si la estimación en conjunto no hace más que esconder un conglomerado de efectos diferentes de las infraestructuras sobre cada uno de los sectores que al agregarse se compensan, sin poder llegar a conclusiones claras. Para la estimación de cada sector se sigue teniendo un *pool* de datos, ya que se dispone de datos anuales desde 1980 hasta 1991 para cada una de las regiones peninsulares (15 en total), es decir, 180 observaciones en la estimación para cada sector.

En la Tabla 5.14 se muestran los resultados de la estimación para cada uno de estos 12 sectores.

**Tabla 5.14** Estimación de la función de producción para 12 sectores industriales

	Cte.	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RTOS. PRIV.	RTOS. TOT.
S1	4,255	0,914	0,543	-0,595	1,457	0,862
	0,88	9,64	2,87	-1,82		
S2	8,373	0,753	0,019	-0,349	0,772	0,423
	3,75	8,2	0,22	-2,89		
S3	1,274	1,154	0,059	-0,116	1,213	1,097
	0,33	14,19	0,35	-0,59		
S4	1,532	0,842	0,223	-0,099	1,065	0,966
	0,80	10,65	3,32	-0,89		
S5	0,810	0,872	0,229	-0,072	1,101	1,029
	0,32	11,69	2,45	-0,46		
S6	-7,699	0,785	0,272	0,581	1,057	1,638
	-2,19	9,49	2,36	2,57		
S7	19,642	0,934	0,328	-1,570	1,262	-0,308
	3,39	9,09	2,46	-4,28		
S8	-11,884	1,627	-0,476	0,881	1,151	2,032
	-2,73	9,87	-1,73	5,77		
S9	-3,660	1,188	0,708	0,105	1,896	2,001
	-2,16	30,76	1,03	0,89		
S10	5,172	0,885	-0,113	-0,116	0,772	0,656
	2,41	12,73	-1,16	-0,89		
S11	1,257	0,861	0,275	-0,136	1,136	1,000
	0,47	13,46	2,64	-0,88		
S12	-0,487	0,947	-0,149	0,212	0,798	1,010
	-0,29	11,71	-1,26	2,20		
<b>ESTADÍSTICOS ESTIMACIÓN INDIVIDUAL</b>						
<b>Media</b>	1,549	0,980	0,160	-0,106	1,140	1,034
<b>Med. pond.</b>	0,488	1,100	0,075	-0,044	1,175	1,131
<b>Mediana</b>	1,266	0,900	0,226	-0,108	1,119	1,005
<b>Desv. Est.</b>	7,933	0,242	0,318	0,606	0,315	0,650
<b>ESTIMACIÓN CONJUNTA (RESTRINGIDA)</b>						
	3,108	0,586	0,439	-0,145	1,025	0,880
	1,77	48,18	38,56	-1,15		

NOTA: En sombreado se ofrecen los estadísticos de significación de la  $t$  de Student. RTOS. PRIV: Rendimientos en los inputs privados. RTOS. TOT.: Rendimientos en los inputs totales (privados y públicos)

Analizando los resultados de la estimación conjunta, se observan fuertes diferencias respecto a los resultados obtenidos con los datos proporcionados por la Fundación BBV. Es decir, parte de las discrepancias que se observen con los resultados anteriores son debidas a la diferente fuente estadística. Más detalladamente, se desprenden las siguientes conclusiones:

- Respecto al tipo de rendimientos a escala en los inputs privados la mayoría de los sectores presentan rendimientos crecientes, concretamente los sectores 1, 3, 4, 6, 7, 9 y 11. El sector 4 (Productos metálicos) presenta rendimientos constantes, mientras que los sectores 2 (Minerales no metales), 10 (Papel e impresión) y 12 (Madera y otros) presentan economías de escala decrecientes. Así, los rendimientos a escala de los inputs privados oscilan entre el valor más bajo de 0.77 de los sectores 2 (Material y productos no metálicos) y 10 (Papel, artículos e impresión) y el valor más elevado de 1.46 del sector 1 (Minerales metálicos y siderometalurgia). El valor estimado medio de los rendimientos de los factores privados es 1.14, en caso de ser la media sin ponderar, y 1.17 cuando se obtiene la media de los rendimientos a escala ponderada por el porcentaje que representa el producto del sector  $j$  en el producto total del sector industrial en todo el período. Estos resultados medios parecen indicarnos que la industria presenta unos rendimientos ligeramente crecientes a escala.
- Por lo que respecta al capital público básico, el parámetro no siempre es significativo. De hecho, resulta significativo y positivo en el caso de los sectores 6, 8, y 12, es decir, los sectores de Material y accesorios eléctricos, Productos alimenticios, bebidas y tabaco y Madera, corcho y otras manufacturas. En la mayoría de casos restantes las infraestructuras básicas no resultan significativas. Sin embargo, que en la globalidad sí que lo sean puede venir explicado por el hecho de que estos tres sectores reúnen el 33% del producto total del sector industrial<sup>21</sup> por lo que su signo positivo tiene una elevada fuerza por la alta representatividad de los mismos en el total industrial.

---

<sup>21</sup> A partir de este punto, cuando se hace referencia al sector industrial, se están considerando los 12 sectores industriales de la Tabla 5.13, que corresponde al sector industrial excepto Material de oficina y óptica y sin tener en cuenta la energía. Asimismo, no se están considerando las regiones insulares, Baleares y Canarias. En el apartado 6.4 se da una explicación detallada del porqué de esta muestra.

- Se observa una importante variabilidad sectorial en el efecto del capital público, a juzgar por la elevada desviación estándar que se obtiene para este parámetro, mucho mayor que en el caso de los factores de producción privados.
- En la parte inferior de la tabla se presentan los resultados de la estimación en la que se impone la restricción de que los parámetros sean iguales para todos los sectores, es decir, se impone que  $\alpha_i = \alpha$ ,  $\beta_i = \beta$ ,  $\gamma_i = \gamma$  para cualquier observación  $i$ . Los rendimientos obtenidos para los inputs privados en este caso son de 1.025 siendo significativamente diferentes de cero, es decir, imponiendo la restricción de homogeneidad entre sectores, los rendimientos son básicamente constantes. Parece ser, por tanto, que se obtienen diferentes conclusiones según se realice la estimación restringida y la no restringida.

Dado que la restricción de la igualdad de parámetros entre ecuaciones (entre sectores) arroja resultados diferentes que sin restringir los mismos, ¿con cuál de las dos hipótesis tendríamos que quedarnos? Para elegir la más adecuada se realiza un contraste de la  $F$  de homogeneidad global del modelo (Novalés, 1993, pág. 255-257). El estadístico para la  $H_0: \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta, \gamma_i = \gamma$  para todo  $i$  presenta un valor de 30.68 con un valor de la probabilidad de 0.00, concluyendo que la imposición de la restricción podría traernos resultados que no serían válidos.

Se concluye que la industria en España presenta rendimientos a escala de los inputs privados ligeramente crecientes, pero que los mismos varían de forma importante de un sector a otro. Por tanto, no es válida la consideración conjunta de la industria o la imposición de los mismos parámetros en todos los sectores, sino que como consecuencia de la gran variabilidad observada es necesaria la consideración individual de cada uno de ellos.

### 5.4.3 Contrastación de la existencia de externalidades intersectoriales

En el apartado anterior se ha considerado cada uno de los sectores como estancos independientes. Por el contrario, según la literatura económica, los sectores mantienen entre sí fuertes interdependencias como consecuencia de las relaciones input-output que mantienen

unos con otros, por lo que no parece descabellado pensar que lo que sucede en uno de ellos puede afectar a la evolución del resto. Y si esto es así, parte de las economías a escala de los inputs privados que se han considerado internas al sector podrían venir causadas por las interdependencias entre sectores, debiéndose considerar estas interdependencias como economías de escala externas o externalidades. ¿Existen realmente tales externalidades intersectoriales en el caso de la industria española?

Antes de introducir variables que puedan recoger dichos efectos externos, tal como hacen la mayor parte de los trabajos que han estudiado empíricamente las externalidades sectoriales, en la presente investigación, siguiendo algunas de las ideas de White y Hewings (1982), se propone una manera de contrastarlas previamente sin imponer ningún tipo de estructura.

El marco en el que nos encontramos es el siguiente:

$$Y_{ijt} = f(L_{ijt}, Kp_{ijt}, Kgb_{ijt}) \quad (5.29)$$

en donde  $i$  denota la región ( $i=1, \dots, N$ ),  $j$  es el sector ( $j=1, \dots, M$ ) y  $t$  representa el año ( $t=1, \dots, T$ ).

En este modelo, la hipótesis que lanzamos es que las externalidades intersectoriales pueden ser importantes. Para contrastar tal hipótesis proponemos la utilización de un análisis de regresión de ecuaciones aparentemente no relacionadas (modelo SURE). En este modelo, la regresión correspondiente a cada sector se estima de forma separada en el sentido de que los coeficientes son libres y no están sujetos a ningún tipo de restricción de igualdad entre sectores. Y las interacciones entre los distintos sectores, es decir, entre las ecuaciones, quedan recogidas en el modelo a través de la matriz de varianzas y covarianzas que se utiliza para el método de estimación de mínimos cuadrados generalizados.

Considerando que  $e_{ijt}$  es el residuo correspondiente a una observación del sector  $j$ , la hipótesis de correlación entre las perturbaciones implica que:

$$E[e_{ijt}] = 0 \quad \text{para todo } j$$

$$E[e_{ijt} e'_{jkt}] = \sigma_{ij} I \quad \text{para todo } j$$

$$E[e_{ijt} e'_{ikt}] = \sigma_{jk} I \quad \text{para todo } j \text{ y } k; j \neq k$$

en donde  $\sigma_{jk} I$  es la matriz de covarianzas del vector de errores, denotando  $\sigma_{jk}$  la covarianza entre las regiones  $j$  y  $k$ . De esta manera el modelo puede especificarse como:

$$\begin{bmatrix} Y^1 \\ Y^2 \\ \vdots \\ Y^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X^M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta^1 \\ \beta^2 \\ \vdots \\ \beta^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e^1 \\ e^2 \\ \vdots \\ e^M \end{bmatrix} \quad (5.30)$$

donde con superíndices se ha denotado cada uno de los sectores, es decir, cada una de las ecuaciones.

La matriz de varianzas y covarianzas de los errores tiene la siguiente expresión:

$$\Phi = E[ee'] = \begin{bmatrix} \sigma_{11} I_{NT} & \sigma_{12} I_{NT} & \dots & \sigma_{1M} I_{NT} \\ \sigma_{21} I_{NT} & \sigma_{22} I_{NT} & \dots & \sigma_{2M} I_{NT} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{M1} I_{NT} & \sigma_{M2} I_{NT} & \dots & \sigma_{MM} I_{NT} \end{bmatrix} = \Sigma \otimes I_{NT} \quad (5.31)$$

donde

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \quad (5.32)$$

siendo  $\Sigma$  simétrica, de forma que  $\sigma_{jk} = \sigma_{kj}$  y en donde  $\sigma_{jj}$  es la varianza de  $e_j$ . La matriz de covarianzas de los errores,  $\Phi$ , es de dimensión  $(MNT * MNT)$ , con cada submatriz igual al

escalar  $\sigma_{jj}$  correspondiente, multiplicado por una matriz identidad de tamaño  $NT$ . De esta manera, el estimador generalizado tiene la expresión:

$$\hat{\beta} = (X' \Phi^{-1} X)^{-1} X' \Phi^{-1} y = [X' (\Sigma^{-1} \otimes I) X]^{-1} X' (\Sigma^{-1} \otimes I) y \quad (5.33)$$

donde  $\hat{\beta}$  es el vector de parámetros del modelo considerado y el resto de notación igual que antes.

En la práctica, no se suele conocer la matriz de varianzas y covarianzas de los errores del sistema SURE,  $\Sigma$ . Por ello es necesario estimar sus elementos de forma que se obtiene un estimador MCG estimado. Para estimar  $\sigma_{jk}$  se ha de obtener primero la estimación MCO de cada una de las ecuaciones,  $\hat{\beta}_j = (X_j' X_j)^{-1} X_j' y_j$ , y obtener los residuos mínimo cuadráticos,  $\hat{e}_j = y_j - X_j \hat{\beta}_j$ . Entonces, se obtiene una estimación consistente de las varianzas y covarianzas como:

$$\hat{\sigma}_{jk} = \frac{1}{NT} \hat{e}_j' \hat{e}_k \quad (5.34)$$

El estimador MCG así obtenido es el que se conoce como estimador de Zellner para ecuaciones de regresión aparentemente no relacionadas:

$$\hat{\beta} = [X' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I) X]^{-1} X' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I) y \quad (5.35)$$

Es el mejor estimador lineal insesgado, con varianza menor que el estimador mínimo-cuadrático dado que tiene en cuenta la correlación contemporánea entre las perturbaciones en las diferentes ecuaciones. No obstante, si los términos de error de las distintas ecuaciones no están correlacionados, este método es equivalente al de MCO aplicado de forma separada a cada una de las ecuaciones, siendo completamente eficiente.

Dado este modelo así especificado, para contrastar la existencia de externalidades intersectoriales, basta con contrastar la existencia de correlación entre las ecuaciones del modelo, ya que cada ecuación representa un sector industrial. Las hipótesis a contrastar son:

$$H_0: \sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{23} = \dots = 0$$

$$H_1: \text{al menos una covarianza es diferente de cero}$$

El test más apropiado es el de los Multiplicadores de Lagrange propuesto por Breusch y Pagan (1980). Dicho estadístico presenta la siguiente expresión:

$$\lambda = NT \sum_{j=2}^M \sum_{k=1}^{j-1} r_{jk}^2 \quad (5.36)$$

siendo  $r_{jk}^2$  la correlación:

$$r_{jk}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{jk}^2}{\hat{\sigma}_{jj}^2 \hat{\sigma}_{kk}^2} \quad (5.37)$$

Bajo la  $H_0$ ,  $\lambda$  está distribuida como una  $\chi^2$  con  $M(M-1)/2$  grados de libertad. Por tanto, la hipótesis nula se rechaza si  $\lambda$  es mayor que el valor crítico para dicha distribución. Mediante la utilización de este contraste no se está en disposición de determinar qué tipo de efecto externo sectorial existe, pero sí que se puede decir que de una manera u otra los sectores están correlacionados.

El resultado del contraste de los Multiplicadores de Lagrange para el caso concreto que nos ocupa arroja un valor de 152.6 con una probabilidad correspondiente de 0.00 por lo que se rechaza la hipótesis nula de no correlación entre los términos de perturbación de las distintas ecuaciones estimadas. En consecuencia, se ha de concluir que existen interrelaciones sectoriales pero no podemos discernir de qué tipo se trata. Además, en caso de que existiera correlación diferente de cero entre las variables explicativas de un sector y la variable endógena de otro sector, con el modelo SURE que hemos especificado estaríamos omitiendo variables relevantes, con la consecuente sesgidez de los parámetros. Es por ello que el

modelo SURE no es una solución en sí misma, sino únicamente una manera de contrastar la existencia de externalidades, siendo necesaria la consideración explícita de las mismas.

#### **5.4.4 Consideración de las externalidades intersectoriales**

En el apartado anterior se ha comprobado que los efectos externos entre los sectores de la industria española durante los años ochenta son importantes. Este resultado hace necesario que se tengan en cuenta los mismos en la estimación de la función de producción a fin de que los valores y la significación de los rendimientos a escala de los factores privados así como el efecto del capital público sean los más ajustados a la realidad. Con tal objetivo, a continuación se consideran dos estrategias. En primer lugar, se consideran econométricamente las externalidades intersectoriales mediante la estimación del sistema SURE que introduce las correlaciones entre sectores. En segundo lugar, siguiendo las ideas de Caballero y Lyons (1990, 1992) y de Burnside (1996) las externalidades intersectoriales son introducidas en la especificación de la función de producción de forma implícita.

Asimismo, en la sección 5.3 se ha concluido sobre la necesidad de controlar las externalidades interregionales que parecen estar presentes en la economía española. A nivel industrial, parece que dichos efectos aún tendrían más importancia, dada la mayor apertura del sector industrial que la del sector primario o terciario. Por ello, si bien en este apartado nos centramos en la consideración econométrica y explícita de los efectos externos sectoriales, los regionales también son tenidos en cuenta a través de las técnicas econométricas dadas por la econometría espacial.

##### **5.4.4.1 Consideración econométrica de las externalidades**

###### **Aspectos econométricos**

En el apartado anterior se ha contrastado que los sectores industriales en España se ven influidos por lo que acontece en todos ellos. Además, en la sección anterior de este mismo capítulo se ha contrastado la existencia de externalidades entre las regiones españolas dando las posibles vías de especificación de dichos *spillovers* regionales en la función de producción

ampliada con el capital público. Partiendo de estas dos cuestiones, a continuación se propone el proceso a seguir en la contrastación de los *spillovers* regionales en la estimación de un modelo SURE en el que cada ecuación es un sector. De esta manera, pretendemos incorporar ambos tipos de externalidades, si bien las sectoriales tan sólo se introducirían de forma implícita.

La primera cuestión a llevar a cabo es la estimación del modelo SURE de forma que, aunque sin considerar explícitamente los *spillovers* sectoriales, dichos efectos se estarían teniendo en cuenta indirectamente a través de la introducción de las correlaciones entre los términos de perturbación de las distintas ecuaciones. Con tal objetivo se estima el modelo SURE mediante el estimador de Zellner de forma iterada. Para ello, se utilizan (5.34) y (5.35) para conseguir un nuevo conjunto de varianzas estimadas:

$$\hat{\sigma}_{jk} = (NT)^{-1} (y_j - X_j \hat{\beta}_j)' (y_k - X_k \hat{\beta}_k) \quad (5.38)$$

Estas estimaciones se usan para obtener un nuevo estimador de  $\beta$  y así se continua hasta alcanzar la convergencia. Si los errores siguen una distribución normal multivariante, se cumple que este estimador es el estimador máximo verosímil. Los resultados así obtenidos serán más eficientes que los obtenidos anteriormente por la estimación mínimo cuadrática de cada una de las ecuaciones por separado. De esta manera estaremos en mejores condiciones de analizar la significatividad del capital público básico y por tanto, el verdadero papel del mismo en la evolución del producto. Respecto a la estimación de los rendimientos a escala de los factores privados, si bien pueden producirse pequeñas modificaciones, no se espera que haya grandes resultados, dado que la estimación MCO sí es consistente ante la presencia de correlación en los términos de perturbación en las distintas ecuaciones de un modelo SURE.

El segundo paso, tras haber considerado en el Capítulo 3 el alcance de las consecuencias de la omisión de problemas de autocorrelación espacial, se centra en la contrastación de dicho efecto en el sistema recién estimado. La estrategia que se propone es una adaptación de la propuesta por Florax y Folmer (1992), similar a la dada en la sección anterior:

- 1) Se estima el modelo SURE formado por 12 ecuaciones correspondientes a la función de producción ampliada con el capital público básico para cada uno de los sectores de la industria. El método de estimación utilizado es el de MCG iterado considerando el estimador de efectos fijos del modelo bidimensional (una vez que se ha considerado que éste es el que prevalece sobre el modelo de efectos aleatorios).
  
- 2) Se calculan diferentes estadísticos para contrastar la presencia de autocorrelación espacial en el modelo así estimado. La consideración de los efectos espaciales en un modelo SURE se ofrece en Anselin (1988a, pág. 141-149). Dos son los tests que van a utilizarse, previa consideración de la adecuada estructura de autocorrelación espacial en la función de verosimilitud (Anselin, 1988a, pág. 147): el test LM-ERR y el LM-LAG, asimilables en filosofía a los dados para la estimación MCO siendo, por tanto, estadísticos para contrastar la hipótesis nula de autocorrelación espacial residual y sustantiva, respectivamente.
  
- 3) Tras el cálculo de dichos tests se nos ofrecen dos posibilidades:
  - i. En caso de que ambos tests nos lleven a no rechazar la hipótesis nula, se aceptará la estimación del SURE sin efectos espaciales como el modelo más adecuado. Es decir, estaríamos ante una situación de no existencia de externalidades regionales.
  
  - ii. Si cualquiera de los dos test resulta significativo, se introduce inicialmente un retardo espacial de la variable capital público básico para analizar si la introducción del efecto *spillover* de las infraestructuras básicas (recogido a través de dicho retardo espacial) hace desaparecer los problemas de autocorrelación espacial que existen en la estimación de la función de producción. Los contrastes a utilizar son los dos dados anteriormente.
  
- 4) Una vez obtenidos dichos contrastes existen nuevamente dos posibilidades:
  - i. En caso de que ambos tests nos lleven a no rechazar la hipótesis nula, se concluirá que los problemas de autocorrelación espacial que existen en la función de producción ampliada con el capital público desaparecen cuando se introduce el efecto

*spillover* de las infraestructuras, no habiendo más efectos que puedan ser la causa de la presencia de externalidades regionales.

- ii. Si únicamente el contraste LM-ERR es significativo o en el caso de que ambos (LM-ERR y LM-LAG) sean significativos, el valor de la probabilidad del primero sea menor, sería necesario estimar el modelo (5.28) dado en la sección anterior mediante el estimador máximo verosímil espacial para modelos SURE (véase Anselin, 1988a, pág. 141-147).
- iii. Si el contraste que resulta ser significativo es el de LM-LAG o los dos son significativos pero el valor de la probabilidad de éste es menor, la solución más adecuada sería la estimación del modelo que introduce un retardo espacial de la variable endógena mediante el método de estimación máximo verosímil correspondiente para modelos SURE. No obstante, tal como se ha considerado en la sección anterior, el retardo espacial de la variable explicativa capital público ya queda recogido al considerar el retardo espacial de la variable endógena, por lo que el modelo finalmente estimado deber ser el (5.26) mediante el método máximo verosímil correspondiente. La utilización del contraste de Wald de dependencia espacial nos permite concluir sobre la significatividad del retardo espacial de la variable endógena.

### Resultados

Los resultados de la estimación MCG iterada del modelo SURE se presentan en la Tabla 5.15. En primer lugar, se observa la mejora de eficiencia conseguida por el modelo SURE en comparación con la estimación individual mínimo cuadrática, tal como se observa por los incrementos generalizados en los valores de los estadísticos *t*-Student de casi todos los parámetros. No obstante, en lo que se refiere a las conclusiones obtenidas según la significación de los mismos, los resultados no cambian prácticamente. Tan sólo hay dos casos en los que se pasa de coeficientes no significativos a coeficientes significativos: en concreto, el coeficiente del capital privado en los sectores 9 (Textiles, cuero y calzados) y 12 (Madera, corcho y otros) pasa de no ser significativo a serlo al 10%. Y en el caso del capital público

básico en el sector 1 (Minerales metálicos y siderometalurgia), el coeficiente pasa de ser significativo al 10% a serlo al 2%.

**Tabla 5.15** Estimación del modelo SURE

	Cte.	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RTOS. PRIV.	RTOS. TOT.
S1	3,302	0,876	0,768	-0,690	1,644	0,954
	0,75	11,13	4,87	-2,30		
S2	11,130	0,690	-0,081	-0,418	0,609	0,191
	5,54	8,55	-1,07	-3,76		
S3	2,325	1,221	-0,032	-0,156	1,189	1,033
	0,69	18,15	-0,22	-0,88		
S4	3,089	0,870	0,125	-0,156	0,995	0,839
	1,80	12,75	2,16	-1,54		
S5	0,848	0,870	0,228	-0,073	1,098	1,025
	0,37	13,07	2,74	-0,51		
S6	-9,258	0,839	0,317	0,629	1,156	1,785
	-2,92	12,04	3,26	3,04		
S7	19,236	0,952	0,319	-1,546	1,271	-0,275
	3,69	10,73	2,76	-4,65		
S8	-11,928	1,518	-0,386	0,889	1,132	2,021
	-3,23	11,13	-1,70	6,35		
S9	-3,623	1,178	0,099	0,088	1,277	1,365
	-2,36	36,11	1,72	0,82		
S10	4,816	0,876	-0,076	-0,113	0,800	0,687
	2,50	15,14	-0,94	-0,95		
S11	1,924	0,866	0,236	-0,159	1,102	0,943
	0,81	16,34	2,71	-1,15		
S12	-0,242	0,937	-0,164	0,214	0,773	0,987
	-0,16	13,61	-1,62	2,42		

**ESTADÍSTICOS ESTIMACIÓN INDIVIDUAL**

<b>Media</b>	1,802	0,974	0,113	-0,124	1,087	0,963
<b>Med. pond.</b>	0,709	1,081	0,037	-0,058	1,118	1,060
<b>Mediana</b>	2,125	0,876	0,112	-0,135	1,117	0,971
<b>Desv. Est.</b>	8,255	0,224	0,296	0,617	0,272	0,617

NOTA: En sombreado se ofrecen los estadísticos de significación de la *t* de Student. RTOS. PRIV.: Rendimientos en los inputs privados. RTOS. TOT.: Rendimientos en los inputs totales (privados y públicos)

En lo que se refiere a las economías de escala en los factores privados, se observa que en 6 sectores han disminuido, aunque de forma muy sutil, mientras que en dos de ellos han aumentado también levemente y en el resto permanecen iguales. Analizando los valores medios, también se aprecia esta ligera disminución de los rendimientos, pasando de ser 1.140

a 1.087. Cambios muy leves también se observan en el caso del coeficiente del capital público, sin que cambien las conclusiones. De hecho, tal como se ha comentado anteriormente, la correlación entre las ecuaciones de un modelo SURE hace que las estimaciones MCO sean ineficientes pero no inconsistentes, por lo que si bien el método MCG iterado puede hacer variar los coeficientes, el cambio debe ser muy pequeño, pues las estimaciones de la Tabla 5.14 ya eran consistentes.

Por lo que respecta a la posible presencia de autocorrelación espacial, los contrastes se han aplicado utilizando una matriz de contigüidad basada en los contactos físicos entre las regiones. Dado que sólo se consideran las regiones peninsulares, se evitan los problemas que causa la insularidad en la definición de matrices basadas en relaciones geográficas. Dicha matriz se utiliza de forma estandarizada. Ambos contrastes resultan significativos, como se muestra a continuación:

Contraste	Valor del contraste	P-Value
LM-ERR	22,60	0,031
LM-LAG	36,15	0,0003

Sin embargo, tal como se ha establecido en la estrategia anterior, introducimos la variable  $Kgb_{pi}$  a fin de contrastar si dicho efecto *spillover* de las infraestructuras recoge, en su totalidad, la autocorrelación espacial que parece existir. Una vez realizada dicha estimación, los contrastes presentan los siguientes resultados:

Contraste	Valor del contraste	P-Value
LM-ERR	23,95	0,02
LM-LAG	30,31	0,002

Es decir, los problemas de autocorrelación persisten a pesar de haber introducido la variable  $Kgb_{pi}$ . Además, siendo ambos contrastes significativos, la probabilidad de que el problema de dependencia espacial sea debido a la presencia de un retardo de la endógena es mayor, tal como indica la menor probabilidad del contraste. En tales condiciones, y siguiendo la

estrategia, se procede a estimar el modelo inicial (sin la variable  $Kgb_{pi}$ ) mediante el método máximo verosímil para el modelo del retardo de la endógena desarrollado para los modelos SURE. Los resultados se presentan en la Tabla 5.16, en la que el parámetro  $\delta$  recoge la influencia del producto del mismo sector en las regiones vecinas.

**Tabla 5.16** Estimación del modelo SURE con efectos regionales

	Cte.	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	RTOS. PRIV.	RTOS. TOT.
S1	3,189	0,874	0,772	-0,690	0,009	1,646	0,956
	0,71	10,96	4,87	-2,29	0,11		
S2	13,258	0,683	-0,109	-0,465	-0,114	0,574	0,109
	5,51	8,54	-1,42	-4,12	-1,23		
S3	3,374	1,208	-0,043	-0,076	-0,219	1,165	1,089
	1,02	18,14	-0,31	-0,44	-3,08		
S4	3,269	0,862	0,149	-0,149	-0,049	1,011	0,862
	1,82	12,62	2,55	-1,48	-0,62		
S5	3,336	0,873	0,191	-0,099	-0,216	1,064	0,965
	1,41	13,41	2,35	-0,69	-2,55		
S6	-9,188	0,803	0,276	0,548	0,235	1,079	1,627
	-2,95	11,89	2,93	2,74	3,31		
S7	22,793	0,928	0,322	-1,718	-0,129	1,25	-0,468
	4,18	10,53	2,81	-5,05	-1,68		
S8	-12,098	1,532	-0,379	0,893	-0,012	1,153	2,046
	-3,24	11,19	-1,67	6,34	-0,15		
S9	3,182	1,209	0,116	0,111	-0,133	1,325	1,436
	-2,11	35,38	2,02	1,05	-2,65		
S10	3,727	0,860	-0,089	-0,109	0,164	0,771	0,662
	1,93	14,55	-1,12	0,92	2,36		
S11	1,914	0,866	0,251	-0,149	-0,036	1,117	0,968
	0,81	16,39	2,86	-1,07	-0,48		
S12	2,112	0,921	-0,141	0,217	-0,272	0,78	0,997
	1,35	13,67	-1,42	2,54	-3,34		

**ESTADÍSTICOS ESTIMACIÓN INDIVIDUAL**

Media	3,239	0,968	0,110	-0,141	-0,064	1,078	0,937
Med. pond.	2,101	1,077	0,037	-0,076	-0,064	1,114	1,038
Mediana	3,229	0,874	0,133	-0,104	-0,082	1,098	0,967
Desv. Est.	8,922	0,233	0,294	0,649	0,151	0,281	0,655

NOTA: En sombreado se ofrecen los estadísticos de significación de la  $t$  de Student. RTOS. PRIV: Rendimientos en los inputs privados. RTOS. TOT.: Rendimientos en los inputs totales (privados y públicos)

La estimación máximo verosímil para el modelo del retardo espacial de la endógena es válida según el resultado del contraste de Wald sobre la significación del parámetro retardado. Dicho

test presenta un valor de 54.53 al que le corresponde una probabilidad de 0.000 por lo que el retardo de la endógena resulta ser una variable significativa en el modelo SURE.

A la vista de los resultados cabe resaltar las siguientes conclusiones:

- El parámetro de la variable  $Y_{pi}$  presenta tanto signos positivos como negativos. En los casos en que dicha variable resulta significativa, 6 en total, en 4 es negativa (Química, Maquinaria agrícola e industrial, Material de transporte y Madera, corcho y otras manufacturas) mientras que en los 2 restantes es positiva (Material y accesorios eléctricos y Papel, artículos de papel e impresión). En el primer caso se estaría diciendo que la mayor actividad económica en las regiones vecinas hace que el empleo y el capital de los sectores implicados tienda a trasladarse hacia ellas, lo que hace disminuir el producto de la propia región. Por el contrario, cuanto mejor se comporten las regiones vecinas, los sectores de Material eléctrico y Papel salen beneficiados, viendo aumentar su producción.
- Los rendimientos a escala han disminuido si bien muy ligeramente. De hecho, la hipótesis de que se partió, por la cual al recoger la actividad de las regiones vecinas en un parámetro concreto los rendimientos a escala se reducirían, se ve truncada dado el signo negativo de las externalidades en algunos de los sectores.
- Las conclusiones sobre el capital público básico se mantienen, observando que en 6 sectores es significativamente diferente de cero, siendo negativo en la mitad de los casos (Materiales metálicos y siderometalurgia, Materiales y productos no metálicos y Material de transporte) y positivo en la otra mitad (Material y accesorios eléctricos, Alimentación, bebidas y tabaco y Madera, corcho y otras manufacturas).

#### 5.4.4.2 Consideración explícita de las externalidades

##### Aspectos teóricos

El tratamiento que se ha dado hasta el momento a las externalidades sectoriales ha sido puramente econométrico, mediante la estimación del modelo SURE, que tiene en cuenta los aspectos inobservados que crean interrelaciones entre los sectores. Sin embargo, este proceder no permite evaluar el efecto externo en sí mismo, por lo que en este apartado se busca la consideración explícita de los mismos a la vez que se tienen en cuenta los problemas de dependencia espacial y, por tanto, las externalidades interregionales que se ha comprobado que aparecen en la función de producción. La consideración explícita de las externalidades para cada uno de los sectores nos permite estimar una ecuación concreta para cada uno de ellos, de forma que los aspectos espaciales pueden estudiarse para cada sector en concreto.

En la explicación de las externalidades intersectoriales, imaginémonos una firma  $h$  que pertenece al sector  $j$  ( $h \in j$ ) en la región  $i$ . En tal situación se puede pensar en la presencia de las siguientes externalidades:

- A. Externalidad intra-sectorial (a nivel horizontal): es el efecto externo que ofrece el sector  $j$  hacia la firma  $h$ , como consecuencia de que la evolución general del sector está influyendo en lo que acontece a cada una de las firmas que lo forman, debido a las generalidades que les afectan a todas ellas a raíz de tener un mismo convenio de actuación, sufrir de manera similar lo que acontece en la economía, etc. Dicha externalidad se puede desagregar en dos:
  - 1. Externalidad regional interna: es la externalidad del sector  $j$  de la región  $i$  hacia la firma  $h$
  - 2. Externalidad regional externa: es la externalidad del sector  $j$  de otras regiones diferentes a la  $i$  hacia la firma  $h$
  
- B. Externalidad inter-sectorial (a nivel vertical): es el efecto que provocan los sectores diferentes a  $j$  hacia la firma  $h$ , consecuencia de las relaciones comerciales (relaciones

input-output) que suelen realizarse entre firmas de diferentes sectores. Pueden ser de dos tipos:

1. Externalidad regional interna: es la externalidad de sectores distintos del  $j$  de la región  $i$  hacia la firma  $h$
2. Externalidad regional externa: es la externalidad de sectores distintos del  $j$  de otras regiones diferentes a la  $i$  hacia la firma  $h$

No obstante, trabajar a nivel de firma no resulta factible por las necesidades de información estadística que se requieren. Es por ello que, dado que en el presente trabajo únicamente se observan distintos sectores medidos en las distintas regiones, las externalidades teóricas que resultan factibles de tratar empíricamente se reducen a las tres siguientes:

- A. Externalidad inter-sectorial regional interna: es el efecto externo de otros sectores diferentes de  $j$  de la misma región  $i$  hacia el sector  $j$  de la región  $i$ . La explicación de las mismas se basa en los vínculos hacia delante y hacia atrás (*forward and backward linkages*), es decir, son básicamente externalidades pecuniarias.
- B. Externalidad intra-sectorial regional externa: es la externalidad del sector  $j$  de otras regiones diferentes a la  $i$  hacia el sector  $j$  de la región  $i$ . La razón de ser de las mismas se encuentra en la conexión en un mismo sector por medio de vínculos tecnológicos. Dado que dichos vínculos se dan como consecuencia de la transmisión de tecnología, los mismos aparecen a pesar de la distancia entre regiones.
- C. Externalidad inter-sectorial regional externa: es el efecto externo desde otros sectores diferentes al  $j$  de otras regiones diferentes a la  $i$  hacia el sector  $j$  de la región  $i$ . Para explicar este tipo de externalidades se puede pensar en una mezcla de las dos comentadas anteriormente.

Teniendo en cuenta que el índice  $i$  representa las regiones y el  $t$  el período temporal, partimos del siguiente modelo, una función de producción ampliada con el capital público básico que es diferente para cada uno de los sectores:

$$Y_{it} = A_{it} \cdot f(L_{it}, Kp_{it}, Kgb_{it}) \quad (5.39)$$

Es decir, la forma funcional que se ha venido estimando en este trabajo hasta este punto. Sin embargo, habida cuenta de la existencia de efectos externos entre los sectores, se persigue ahora la identificación concreta de los mismos. La presencia de las externalidades intersectoriales se asienta en la idea de que el dinamismo del resto de sectores influye positiva (economías externas) o negativamente (deseconomías externas) en el output de un sector dado. Y como sea que estos efectos no se están incluyendo explícitamente en la especificación de la función de producción, se estarían confundiendo con las economías de escala internas propias del sector. Es decir, las economías internas y las externas quedarían representadas en un mismo parámetro. De esta manera, en caso de que dichas externalidades intersectoriales sean importantes y positivas (negativas), las economías de escala ligadas a los inputs del sector estarán sobrevaloradas (infravaloradas).

Por esta razón, conviene separar los rendimientos a escala propios de la producción de aquéllos derivados de las interrelaciones entre los distintos sectores:

$$Y_{it} = A_{it} \cdot f(L_{it}, Kp_{it}, Kgb_{it}) \cdot g(Y_{pjt}) \quad (5.40)$$

donde el subíndice  $j$  representa el sector, y la variable  $Y_{pjt}$  es el VAB en el resto de sectores diferentes de  $j$  en el período  $t$ .

Considerando las externalidades que han sido definidas anteriormente, la función  $g$  va a tener en cuenta los dos tipos de efectos externos intersectoriales, el regional interno y el regional externo:

$$g(Y_{p_i,t}) = Y_{p_j,t}^{\delta_1} \cdot Y_{p_i,t}^{\delta_2} \quad (5.41)$$

siendo  $g$  homogénea de grado 1. La forma funcional que se va a estimar para (5.40) es una Cobb-Douglas linealizada sin imponer ningún tipo de rendimientos a escala, por lo que, al introducir la función (5.41) se obtiene la siguiente función para cada sector  $j$ :

$$\ln Y_{ii} = \mu + \alpha \ln L_{ii} + \beta \ln Kp_{ii} + \gamma \ln Kgb_{ii} + \delta_1 \ln Y_{p_j,t} + \delta_2 \ln Y_{p_i,t} + u_{ii} \quad (5.42)$$

De esta manera, en la función de producción aparecen dos parámetros recogiendo el efecto intersectorial, uno regional interno y otro regional externo. Sin embargo, otro tipo de externalidad posible es la dada en B, es decir, la externalidad intrasectorial regional externa, por la que dentro de un mismo sector existen efectos *spillover* al resto de regiones. Además, se espera que estos vínculos regionales sean mayores cuanto menor es la distancia entre regiones, es decir, cuanto más cerca se encuentren unas de otras. Una manera de recoger dicha externalidad sería a través de una variable que recogiera el VAB del sector bajo consideración en las regiones vecinas,  $Y_{jp,t}$ , tal que:

$$\ln Y_{ii} = \mu + \alpha \ln L_{ii} + \beta \ln Kp_{ii} + \gamma \ln Kgb_{ii} + \delta_1 \ln Y_{p_j,t} + \delta_2 \ln Y_{p_i,t} + \delta_3 \ln Y_{jp,t} + u_{ii} \quad (5.43)$$

La similitud que existen entre la ecuación (5.43) y las especificaciones de la econometría espacial nos permite usar el concepto de dependencia espacial para dos cuestiones básicas. En primer lugar, contrastar la posibilidad de la existencia de dicho efecto en la función de producción sectorial de la industria española, por lo que la introducción de los *spillovers* regionales se hará en base a criterios objetivos. En segundo lugar, en caso de constatarse la necesidad de estimar funciones en las que los posibles problemas de dependencia espacial sean tenidos en cuenta, se utilizarán los métodos de estimación más adecuados. Así, la ecuación (5.43) se podría reescribir tal que:

$$\ln Y_{ii} = \mu + \alpha \ln L_{ii} + \beta \ln Kp_{ii} + \gamma \ln Kgb_{ii} + \delta_1 \ln Y_{p_j,t} + \delta_2 \ln Y_{p_i,t} + \delta_3 W \ln Y_{ii} + u_{ii} \quad (5.44)$$

en donde  $W \ln Y_{it}$  es un retardo espacial de la variable endógena, por lo que la estimación MCO sería inconsistente y sesgada debiéndose estimar mediante el método máximo verosímil para el modelo del retardo de la endógena.

Sin embargo, podría resultar que la autocorrelación espacial se encontrara en el término de perturbación y no fuera posible especificarla a través de variables concretas retardadas espacialmente. En este caso, el modelo autorregresivo espacial que lo tuviera en cuenta estaría considerando los efectos de un crecimiento anómalo en las regiones vecinas, en el sentido de que dicho crecimiento representaría una desviación de un crecimiento sistemático o permanente, en forma de *shocks* no anticipados o aleatorios. En este caso, el modelo a estimar sería:

$$\ln Y_{it} = \mu + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln Kp_{it} + \gamma \ln Kgb_{it} + \delta_1 \ln Y_{p,ijt} + \delta_2 \ln Y_{p,p,ijt} + u_{it} \quad (5.45)$$

$$u_{it} = \lambda W u_{it} + e_{it} \quad e \rightarrow N(0, \sigma^2 I)$$

siendo  $\lambda$  el parámetro autorregresivo espacial que mide la intensidad de las interdependencias entre los residuos.

Con el objetivo de escoger el modelo más adecuado, antes de estimar las funciones (5.43) o (5.44), se lleva a cabo el proceso de detección de autocorrelación espacial que ya ha sido explicado anteriormente en esta sección. Es decir, inicialmente se contrasta la forma más adecuada de introducir la dependencia espacial en cada uno de los sectores industriales sin considerar aún ningún tipo de dependencia intersectorial. Posteriormente, una vez escogido el modelo espacial más adecuado, se introducen las variables que recogen las externalidades sectoriales, de forma que el modelo finalmente estimado para cada sector puede ser bien el (5.44) bien el (5.45).

**Resultados<sup>22</sup>**

1. En la tabla 5.17 se presentan los resultados de los tests de autocorrelación espacial en la regresión de la ecuación (5.39) estimada para cada uno de los sectores por separado. No en todos ellos se obtienen problemas de dependencia espacial, y en los que se obtiene, la estructura de la dependencia es diferente de sector a sector.

**Tabla 5.17** Resultados de los estadísticos de autocorrelación espacial

	MORAN	LM-ERR	LM-EL	LM-LAG	LM-LE
S1	0,683	0,466	3,042	0,009	2,584
	0,49	0,49	0,08	0,92	0,11
S2	-0,086	1,968	1,379	1,117	0,528
	0,93	0,16	0,24	0,29	0,47
S3	-0,642	3,699	0,063	7,639	4,004
	0,52	0,05	0,80	0,01	0,04
S4	0,148	1,520	2,043	0,253	0,775
	0,88	0,22	0,15	0,61	0,38
S5	-0,585	3,445	0,163	3,748	0,466
	0,56	0,06	0,69	0,05	0,49
S6	2,647	1,166	7,184	9,078	15,096
	0,01	0,28	0,01	0,00	0,00
S7	0,642	0,523	0,631	2,351	2,459
	0,52	0,47	0,43	0,13	0,12
S8	0,055	1,643	5,618	0,016	3,991
	0,96	0,2	0,02	0,89	0,04
S9	-0,735	4,074	0,915	5,022	1,863
	0,46	0,04	0,34	0,02	0,17
S10	1,552	0,004	6,454	4,396	10,845
	0,12	0,95	0,01	0,04	0,00
S11	0,659	0,569	0,485	0,187	0,103
	0,51	0,45	0,49	0,66	0,75
S12	-0,721	3,948	0,726	8,877	5,656
	0,47	0,05	0,39	0,00	0,02

NOTA: En sombreado se ofrecen las probabilidades de los estadísticos

<sup>22</sup> Si bien todos los resultados que se presentan utilizan la variable VAB tanto para la endógena como para las variables que recogen las externalidades intersectoriales, también se han obtenido los mismos resultados para el producto. Los cambios son mínimos por lo que sólo se presentan los primeros.

Así:

1. En 6 sectores, Química, Maquinaria agrícola e industrial, Material y accesorios eléctricos, Productos textiles, cuero y zapatos, Papel, artículos e impresión y Madera, corcho y otras manufacturas, se concluye que el mejor modelo es el que introduce un retardo de la variable endógena, es decir, el VAB del propio sector en las regiones contiguas.
2. En otros dos, el de Minerales metálicos y siderometalurgia y Productos alimenticios, bebidas y tabaco, la dependencia espacial aparece en el término de error.
3. Finalmente, cuatro de ellos, Minerales y productos no metálicos, Productos metálicos, Material de transporte y Productos del caucho y derivados del plástico, no presentan ningún tipo de correlación espacial

Para elegir el método de estimación más adecuado seguimos con la estrategia dada en el apartado anterior, si bien ahora es necesario seguirla para tres casos diferentes, cada uno de los recién comentados.

1. En el primer caso, antes de estimar el modelo del retardo espacial, se introduce la variable capital público de las regiones vecinas. De esta forma, en caso de persistir los problemas de dependencia espacial, se puede concluir que no es únicamente el efecto *spillover* de las infraestructuras el que está generando los problemas de interconexión espacial. Una vez introducida tal variable, se vuelven a obtener los contrastes, tal como figura en la Tabla 5.18.

Se observa cómo en los 6 casos los problemas de autocorrelación espacial persisten, a pesar de haber introducido el efecto *spillover* del capital público, por lo que finalmente el modelo que se va a estimar para estos 6 sectores es la ecuación (5.44), es decir, el modelo de autocorrelación espacial sustantiva mediante la estimación máximo verosímil que tiene en cuenta dicha dependencia.

**Tabla 5.18** Resultados de los estadísticos de autocorrelación espacial

	MORAN	LM-ERR	LM-EL	LM-LAG	LM-LE
S3	-0,704	4,049	0,019	7,691	3,659
	0,48	0,04	0,89	0,01	0,05
S5	0,104	1,581	0,316	3,298	2,033
	0,92	0,21	0,57	0,06	0,15
S6	2,187	0,401	6,145	5,499	11,244
	0,029	0,53	0,01	0,02	0,00
S9	-0,946	1,154	0,072	4,963	3,881
	0,34	0,28	0,79	0,03	0,04
S10	1,763	0,058	7,112	5,762	12,815
	0,08	0,81	0,01	0,02	0,00
S12	-0,606	3,658	0,493	7,402	4,237
	0,54	0,06	0,48	0,01	0,03

NOTA: En sombreado se ofrecen las probabilidades de los estadísticos

- Para los sectores en los que se detecta un proceso de autocorrelación espacial residual, también se introduce, en primer lugar, el retardo espacial de la variable capital público con el mismo objetivo que el señalado en el apartado 1). Los resultados de los contrastes se muestran en la Tabla 5.19.

**Tabla 5.19** Resultados de los estadísticos de autocorrelación espacial

	MORAN	LM-ERR	LM-EL	LM-LAG	LM-LE
S1	0,708	0,471	3,566	0,006	3,100
	0,48	0,49	0,05	0,94	0,08
S8	0,058	1,721	4,382	0,166	2,826
	0,95	0,19	0,04	0,68	0,09

NOTA: En sombreado se ofrecen las probabilidades de los estadísticos

Sigue existiendo, en conclusión, dependencia espacial residual por lo que el modelo que se estima finalmente para estos dos sectores es el correspondiente a la ecuación (5.45), por el método máximo verosímil para el modelo de dependencia espacial residual.

- En los casos de los sectores que no parecen presentar ningún problema de autocorrelación espacial, el modelo que finalmente se estima es el que incorpora las

externalidades sectoriales sin ningún tipo de *spillover* regional, es decir, la ecuación (5.42), mediante el método mínimo cuadrático.

En la Tabla 5.20 se ofrecen los resultados de la estimación más adecuada para cada uno de los sectores y que incluye las variables que recogen los *spillovers* sectoriales.

**Tabla 5.20** Estimación por sectores de la función de producción con externalidades

	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\lambda$	RTOS. PRIV.	RTOS. TOT.
S1	-25,56	0,932	0,662	-0,608	-0,279	2,058		-0,088	1,594	0,986
	-0,41	10,54	3,44	-2,06	-0,71	0,54		0,86		
S2	86,135	0,676	-0,046	-0,384	-0,424	-4,482			0,63	0,246
	2,96	7,29	-0,51	-3,225	-3,05	-2,55				
S3	49,411	1,117	0,006	-0,072	0,118	-3,002	-0,283		1,123	1,051
	1,36	15,37	0,04	-0,41	0,50	-1,43	-3,60			
S4	7,317	0,871	0,212	-0,083	-0,253	-0,177			1,083	1,000
	0,33	11,01	3,16	-0,74	-2,07	-0,13				
S5	-5,677	0,868	0,225	-0,097	-0,084	0,627	-0,212		1,093	0,996
	-0,19	12,94	2,59	-0,67	-0,42	0,36	-2,44			
S6	-61,19	0,771	0,224	0,454	0,558	2,992	0,214		0,995	1,449
	-1,35	10,6	2,21	2,26	2,04	1,08	2,76			
S7	0,264	0,918	0,286	-1,087	-1,555	-14,682			1,204	0,117
	4,16	9,37	2,23	-2,88	-3,66	-3,79				
S8	70,109	1,536	-0,169	0,823	-0,075	-5,309		-0,338	1,367	2,190
	2,45	10,26	-0,69	6,59	-0,39	-3,13		-3,26		
S9	-20,08	1,209	0,085	0,142	0,049	1,029	-0,133		1,294	1,436
	-0,75	26,47	1,35	1,27	0,30	0,64	-2,38			
S10	-15,83	0,815	-0,081	-0,181	0,287	1,091	0,161		0,734	0,553
	-0,65	12,40	-0,93	-1,39	1,98	0,76	2,15			
S11	-27,88	0,819	0,334	-0,228	0,341	1,635			1,153	0,925
	-0,80	12,24	3,07	-1,41	1,86	0,77				
S12	-22,11	0,923	-0,133	0,169	0,171	1,437	-0,278		0,79	0,959
	-1,23	12,89	-1,27	1,84	1,59	1,32	-3,33			

**ESTADÍSTICOS**

	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\lambda$	RTS priv.	RTS tot.
Media	6,435	0,955	0,134	-0,096	-0,096	-1,399	-0,089	-0,213	1,088	0,992
Med. pond.	19,852	1,066	0,088	-0,007	-0,201	-3,100	-0,040	-0,084	1,153	1,146
Mediana	-2,707	0,895	0,149	-0,090	-0,013	0,828	-0,173	-0,213	1,108	0,991
Desv. Est.	43,831	0,233	0,238	0,489	0,539	4,954	0,221	0,177	0,274	0,553

NOTA: En sombreado se ofrecen los estadísticos de significación de la *t* de Student. RTOS. PRIV: Rendimientos en los inputs privados. RTOS. TOT.: Rendimientos en los inputs totales (privados y públicos)

No obstante, antes de extraer las conclusiones referentes a los resultados de la tabla anterior, es necesario validar los métodos de estimación finalmente escogidos. Para ello, en

el caso de los sectores que han sido estimados por el método MV del modelo de dependencia espacial sustantiva, se utiliza el contraste del ratio de verosimilitud para validar la introducción del retardo espacial de la variable endógena (RL-LAG) y el test de los multiplicadores de Lagrange para analizar la posible existencia de dependencia espacial residual en el modelo (LM-ERR). Para los sectores que han sido estimados con el método MV del modelo de dependencia espacial residual, se utilizan esos dos contrastes pero para el caso inverso, es decir, se mira que la introducción del término de error autocorrelacionado espacialmente sea correcta a través del test de LR-ERR y posteriormente se comprueba que no quede dependencia espacial en la forma de un retardo de la variable endógena (LM-LAG). Para los cuatro sectores restantes ya se ha comprobado que no existe ningún tipo de problema de dependencia espacial. En la Tabla 5.21 se presentan los resultados para tales contrastes:

**Tabla 5.21** Validación de los modelos espaciales

	<b>LR-LAG</b>	<b>LM-ERR</b>
<b>S3</b>	12,553	0,208
	0,00	0,648
<b>S5</b>	4,626	0,531
	0,031	0,467
<b>S6</b>	7,143	3,289
	0,007	0,069
<b>S9</b>	5,325	1,513
	0,021	0,219
<b>S10</b>	4,345	2,579
	0,04	0,11
<b>S12</b>	10,466	0,376
	0,001	0,539
	<b>LR-ERR</b>	<b>LM-LAG</b>
<b>S1</b>	6,448	2,041
	0,011	0,153
<b>S8</b>	7,686	0,007
	0,005	0,932

NOTA: En sombreado, las probabilidades de los estadísticos

Se concluye, a la vista de los valores de los contrastes, que los métodos y los modelos utilizados para la estimación de cada una de las funciones de producción ampliada con las

externalidades para cada uno de los sectores son los más adecuados. Por tanto, pasamos ahora a analizar los resultados que se han ofrecido en la Tabla 5.20.

En primer lugar, para las externalidades sectoriales se obtiene una media negativa, tanto para el caso regional interno como el externo. Sin embargo, hay que tener en cuenta que no todos los parámetros resultan significativos. En este sentido, las externalidades sectoriales internas a la región parecen ser mucho más significativas en la evolución del producto de la industria. En concreto, de los 7 sectores que presentan valores significativos, 4 de ellos presentan valores positivos (Material y accesorios eléctricos, Papel e impresión, Productos del caucho y derivados del plástico y Madera, corcho y otras manufacturas) lo cual indica que las firmas dedicadas a estos sectores se benefician positivamente de lo que acontece en el resto de sectores de su propia región, por lo que esta externalidad, llamémosle de localización, hace que las firmas de dichos sectores tiendan a localizarse en aquellas regiones que tienen una estructura industrial importante, es decir, son sectores que se aprovechan de la presencia de economías de aglomeración. El valor medio de la externalidad en estos 4 sectores es de 0.338. Por el contrario, los sectores de Material y productos no metálicos, Productos metálicos y Material de transporte parecen verse perjudicados por el resto de sectores de la región, a tenor del resultado negativo de tal externalidad. Por otra parte, los efectos intersectoriales externos a la región no resultan significativos en la mayoría de los casos. Por tanto, parece concluirse que los *spillovers* sectoriales dentro de una misma región son los que predominan en la industria española, siendo tanto positivos como negativos.

En este sentido, cabe remarcar que los valores de los efectos externos que se obtienen para otros trabajos aplicados para la industria de EEUU presentan una elevada disparidad. Caballero y Lyons (1989, 1992) obtienen unos rendimientos externos que rondan entre el 0.32 y el 0.71. Los resultados de Burnside (1996) presentan unos efectos externos de un valor medio de 0.41 pero que, en primer lugar, en pocos sectores resultan significativos y, en segundo lugar, oscilan entre el -2,18 y el 2,08.

Respecto a las externalidades interregionales hay que remarcar que en los 6 sectores en los que se estima el retardo de la variable endógena, el mismo posee una elevada significación,

siendo negativo en 4 de los casos (Química, Maquinaria agrícola e industrial, Papel, artículos e impresión y Madera, corcho y otras manufacturas). Ello indica que cuanto mayor es la producción de las firmas de su mismo sector en las regiones vecinas, menor es su producto. Esto podría explicarse en caso de que las firmas de tales sectores se trasladaran a aquellas regiones que ya presentan un mayor nivel de producción del mismo, en lugar de esparcirse la actividad económica de tal sector a lo largo del territorio. Por el contrario, los sectores de Material y accesorios eléctricos y Productos textiles, cuero y zapatos tienen una externalidad positiva y significativa del retardo de la variable endógena. En la explicación de este fenómeno puede pensarse en la existencia de un *efecto contagio* por el que parte de la importancia de un sector en una región se debe a la importancia que tiene ese mismo sector en las regiones vecinas, debido a la existencia de externalidades de tipo tecnológico, es decir, la transmisión de las invenciones tecnológicas, que serán mucho más relevantes cuanto mayor sea la importancia de dicho sector en las regiones vecinas.<sup>23</sup>

Asimismo, en lo que se refiere a las externalidades entre regiones introducidas en el modelo de forma residual, el caso de los sectores de Minerales metálicos y siderometalurgia y Productos alimenticios, bebidas y tabaco, se observa que dicha externalidad es negativa, si bien no es posible saber la explicación concreta al respecto.

Finalmente, los rendimientos a escala de los inputs privados varían, aunque no de forma importante, respecto a lo que se obtuvo en la estimación individual de cada sector sin incluir externalidades sectoriales. En media, la variación de los resultados pasa de 1,14 a 1,08 lo cual no es una variación relevante, si bien es importante observar que la disminución de las economías de escala se ha producido en 7 de los 12 sectores. La posible explicación de que no se obtengan cambios importantes en las economías de escala se debe a que se obtiene evidencia tanto de economías como deseconomías externas.

A modo de conclusión se ha de decir que las externalidades intersectoriales dentro de una misma región son altamente significativas y positivas en media, indicando que existen

---

<sup>23</sup> Tal como cabría esperar, los signos obtenidos para el parámetro correspondiente al retardo espacial de la variable endógena en los sectores en que se ha estimado, coinciden plenamente con los que se obtienen de la estimación del modelo SURE corregido por los problemas de dependencia espacial.

fuertes vínculos entre los distintos sectores, pero con la limitación de la proximidad. Es decir, en cuanto aumentamos la distancia física, los vínculos entre los sectores dejan de ser importantes, tal como indica la falta de significación de las externalidades intersectoriales regional externas. Por otra parte, cabe remarcar que también se obtiene que las externalidades dentro de un mismo sector pero entre regiones vecinas sí son importantes, presentando tanto signos positivos como negativos según el sector de que se trate. Parece concluirse, por tanto, que existen peculiaridades sectoriales importantes que hacen que los resultados agregados sean un promedio de todas estas características sectoriales individuales.