



FUNDACION BBV

**CAPITAL PUBLICO Y CRECIMIENTO
ECONOMICO EN LAS COMUNIDADES
AUTONOMAS**

Luis Caramés Viéitez
Santiago Lago Peñas

Junio, 1999

ECONOMIA PUBLICA

**CAPITAL PUBLICO Y CRECIMIENTO
ECONOMICO EN LAS COMUNIDADES
AUTONOMAS**

Luis Caramés Viéitez
Santiago Lago Peñas

Junio, 1999

COPIA FURNIDA AL CENTRO DE ESTUDIOS DE ECONOMÍA SOBRE EL SECTOR PÚBLICO
AUTORIZADO POR LA FUNDACIÓN BBV

LUIS CARAMES VIEITEZ

Doctor en Economía, catedrático de Hacienda Pública y director del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Santiago de Compostela. Responsable de la Cátedra Bolívar. Profesor visitante de las Universidades de Burdeos, Pau y el País De Adour y San Francisco (São Paulo).

Miembro de los Consejos de las revistas «Factos e Ideias» y «Revista Europea de Economía y Administración de Empresas y Derecho». Ha publicado artículos en «Cuadernos de Información Económica», «Hacienda Pública Española», «Papeles de Economía Española», «Papeles y Memorias de la Real Academia de Ciencias Políticas y Morales», «Economía y Empresa», «Revista de Derecho Financiero y Hacienda Pública», «Revista de Estudios de la Vida Local», «Revista de Estudios Regionales», «Revista Galega de Economía», «Rèvue d'Economie Regional du Sud-Ouest» y «Economie Régional et Urbanie».

Editor de los libros «Haciendas Territoriales y Corresponsabilidad Fiscal» (1992) y «La Crisis del Estado del Bienestar» (1994), es autor de «Introducción a la Hacienda Autonómica y Local» (1994).

Es presidente de la Asociación Galega de Estudios de Economía do Sector Público (AGEESP).

SANTIAGO LAGO PEÑAS

Doctor en Economía, profesor asociado de Economía Aplicada en la Universidad de Santiago de Compostela. Ha publicado en «Cuadernos de Información Económica», «Hacienda Pública Española», «Papeles y Memorias de la Real Academia de Ciencias Morales y Políticas» y en la «Revista Galega de Economía».

Los Centros Permanentes de Reflexión de la Fundación Banco Bilbao Vizcaya abordan, desde una perspectiva multidisciplinar, áreas específicas de actualidad. En cada una de estas áreas se incluyen proyectos de investigación propios, a partir de los cuales se desarrolla una actividad de encuentros periódicos, generalmente en la modalidad de seminarios y conferencias anuales.

Aspiran estos Centros a que la sociedad vea en ellos puntos de referencia de calidad, en los estudios y debates de los temas encuadrados dentro de cada área.

La Fundación Banco Bilbao Vizcaya pretende ofrecer, con el Centro de Estudios sobre Economía Pública, un punto de referencia en el estudio, la reflexión y el debate sobre la actividad del sector público español y las alternativas disponibles para mejorar el diseño de la política pública en sus aspectos fundamentales: fiscalidad, gasto y endeudamiento públicos, regulación económica, gestión pública y descentralización, etc.

SUMARIO

| | Páginas |
|---|---------|
| I. Capital público y crecimiento económico: una revisión de la literatura. | 7 |
| II. La dinámica de la productividad del sector privado de las regiones españolas | 22 |
| III. Los efectos de las infraestructuras y el capital humano sobre la productividad de las re- giones españolas: un enfoque de función de producción | 24 |
| El modelo | 24 |
| Los datos. | 25 |
| Resultados econométricos | 27 |
| IV. Conclusiones. | 45 |
| V. Bibliografía. | 46 |

CAPITAL PUBLICO Y CRECIMIENTO ECONOMICO EN LAS COMUNIDADES AUTONOMAS

I. CAPITAL PUBLICO Y CRECIMIENTO ECONOMICO: UNA REVISION DE LA LITERATURA ¹

Los efectos económicos de las infraestructuras son múltiples y de naturaleza diversa, como han puesto de relieve Inglada (1993) y Pfähler *et al.* (1996), entre otros. Así, su influencia sobre la renta, consumo y bienestar de los individuos puede clasificarse en tres grandes grupos: efectos-impacto y multiplicador a corto plazo de tipo keynesiano; efectos de redistribución a largo plazo inter e intrasectores, regiones, países, individuos, generaciones o factores productivos; y efectos asignativos a largo plazo. Entre estos últimos han de ser incluidos los efectos sobre la productividad, que constituyen el centro de atención de la literatura que presentamos a continuación ².

La mayoría de los trabajos empíricos aplicados que tratan de cuantificar esta influencia sigue la propuesta seminal de Aschauer (1989a), consistente en la estimación econométrica de fun-

ciones de producción agregadas en las que el stock de capital público aparece como *input* al lado del capital productivo privado y el trabajo:

$$Y = A \cdot F(L,K,G)$$

donde Y es la producción agregada privada de bienes y servicios, A es una medida de productividad o cambio tecnológico neutral en el sentido de Hicks, L es el empleo privado, K es el stock de capital productivo privado y G es el concepto de capital público cuya rentabilidad queremos medir. Es posible incluir simultáneamente dos o más componentes del capital público. Así, por ejemplo, podríamos desdoblar el capital total en capital básico o productivo –infraestructuras de transporte, comunicaciones, oferta energética y abastecimiento de aguas– y capital social –infraestructuras sanitarias y educativas.

Además, en el trabajo econométrico se suelen incorporar variables adicionales como el capital humano o la capacidad productiva utilizada, con el objeto de controlar la incidencia del ciclo económico ³; y se modela la dinámica de A me-

¹ Los autores agradecen el patrocinio de la Fundación BBV y los comentarios y sugerencias de Eva Aguayo, Oscar Bajo, Eduardo Bandrés, Pilar Expósito, Melchor Fernández, Enrique Fuentes Quintana, Alberto Gago, José Manuel González-Páramo, Francisco Pérez, José Luis Raymond y Jaime Sanaú.

² Entre las panorámicas disponibles, se encuentran las de Munnell (1992), Draper y Herce (1993), Herce (1994), García-Milá (1994), Gramlich (1994), De la Fuente (1996a), Pfähler y otros (1996) o Sturm y otros (1996).

Las investigaciones empíricas que citamos en esta sección se refieren sólo al caso español y, en particular, al ámbito regional. Sanaú (1997) ofrece una minuciosa revisión de la evidencia empírica para el caso español con datos de serie temporal. En el mismo sentido, González-Páramo (1995) y Fernández y Polo (1997a) analizan en detalle estos estudios, fijándose especialmente en los aspectos económicos.

³ La alternativa es incluir la variable como un regresor adicional o utilizarla como corrector del stock de capital dispo-

diante la inclusión de indicadores de *catch-up* tecnológico, el gasto agregado en I + D o una tendencia temporal *proxy* del efecto del progreso tecnológico.

A partir de esta expresión general, pueden distinguirse tres efectos del capital público sobre la productividad (Pfähler y otros, 1996):

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = f_G(L, K, G) \quad (1)$$

esto es, el efecto marginal (parcial) del capital público sobre el *output*. En términos de elasticidad, la expresión anterior es igual a:

$$\varepsilon_{YG} = \frac{f_G}{Y/G}$$

$$\frac{\partial \left[\frac{\partial Y}{\partial I} \right]}{\partial G} = f_{IG} = f_{GI} \quad I=L, K \quad (2)$$

es decir, el efecto marginal sobre la productividad de cada uno de los factores.

$$\frac{dY}{dG} = f_G + f_K \cdot \frac{dK}{dG} + f_L \cdot \frac{dL}{dG} \quad (3)$$

o sea, el efecto total sobre el *output* de una variación en el *stock* de capital público, obviando los posibles efectos cruzados.

Claramente, los tres efectos del capital público sobre la producción, la productividad de los factores y el crecimiento económico son relevantes ⁴, pero las investigaciones han tendido a centrarse en el primero. El mecanismo que hemos enumerado en segundo lugar es posible es-

nible, a fin de traducirlo a capital efectivamente utilizado. Fernández y Polo (1997a) abordan esta cuestión.

⁴ La transformación de las expresiones anteriores en otras que expresen las relaciones en términos relativos respecto a un factor (*productividad aparente* del mismo) o en términos dinámicos (tasas de crecimiento) es inmediata.

timarlo en un marco uniecuacional como el que ofrece el concepto de función de producción, pero sólo si optamos por formas funcionales flexibles como la translogarítmica, o si estimamos una expansión de la propia función Cobb-Douglas ⁵. En ambos casos, se obtiene la misma especificación a estimar econométricamente.

Siguiendo a Moreno y otros (1997), si partimos de la siguiente función inicial del tipo Cobb-Douglas, expresada en términos logarítmicos y prescindiendo de subíndices para descargar la notación:

$$y = \alpha_0 + \alpha_L \cdot l + \alpha_K \cdot k + \alpha_G \cdot g$$

y suponiendo que los coeficientes en la expresión anterior son variables, en el sentido de que el impacto de un *input* sobre la productividad depende de la cantidad existente de los otros factores, se puede asumir que:

$$\alpha_j = \beta_{0j} + \beta_{Lj} \cdot l + \beta_{Kj} \cdot k + \beta_{Gj} \cdot g$$

Sustituyendo esta expresión en la anterior y bajo el supuesto de que:

$$y = \beta_{cd} + \beta_{dc} = \beta'_{cd} \quad \forall c, d \text{ con } c \neq d$$

obtenemos la siguiente relación:

$$y = \beta_{00} + \beta_L \cdot l + \beta_K \cdot k + \beta_G \cdot g + \beta_{LL} \cdot l^2 + \beta_{KK} \cdot k^2 + \beta_{GG} \cdot g^2 + \beta'_{LK} \cdot lk + \beta'_{KG} \cdot kg + \beta'_{LG} \cdot lg$$

En ella, los parámetros que acompañan a los *inputs* indicarían el signo y magnitud de su relación con el *output*, los coeficientes que preceden a los términos cuadráticos nos darían información sobre las economías de escala para cada *in-*

⁵ Véase Moreno y otros (1997). A su vez, estos autores toman la idea de Casetti y Poon (1995), trabajo en el que se discute la inestabilidad paramétrica en los modelos econométricos.

put y, en fin, los parámetros que aparecen delante de los productos cruzados indicarían la sustituibilidad o complementariedad entre los *inputs*. El problema fundamental que presenta esta especificación es la elevada multicolinealidad que puede aparecer en la fase de estimación económica.

Finalmente, el efecto del capital público sobre la demanda de los factores productivos privados no es posible captarlo en el marco de las funciones de producción agregadas. En este sentido, se puede optar por utilizar funciones de costes o beneficios. Si en el primer caso obtendríamos información adicional sobre las reacciones de la demanda de factores *condicionada* a un nivel dado de *output*, en el segundo caso generaríamos información sobre la variación de la demanda *incondicionada* de los factores; esto es, los efectos

sobre la demanda de los factores teniendo en cuenta el efecto *output* de la inversión pública.

A la hora de hacer trabajo aplicado, las funciones de costes y beneficios presentan desventajas, tanto por sus exigencias estadísticas —necesitan información no sólo sobre cantidades de *inputs* y *outputs*, sino también sobre sus precios—, como por la necesidad de partir de supuestos sobre el comportamiento minimizador de costes o maximizador de beneficios por parte de las empresas, y al tipo de competencia existente en los mercados de factores y productos. En contrapartida, presentan la ventaja de que son más robustas a problemas de endogeneidad del capital público que pueden darse en el caso de las funciones de producción (García-Milà, 1994). La tabla n.º 1 sintetiza las diferencias entre las tres aproximaciones ⁶.

Tabla 1
Ventajas e inconvenientes de las funciones de producción, costes y beneficios

| Tipo de aproximación: | Nos proporciona información sobre: | Información necesaria sobre: | Supuestos necesarios sobre: |
|-----------------------|---|---|---|
| | $\frac{dY}{dG} = f_G + f_K \cdot \frac{dK}{dG} + f_L \cdot \frac{dL}{dG}$ | | |
| Función de producción | f_G $f_{KG} f_{LG} f_{KK} f_{LL}$ | K, L, G, Y | 1-Eficiencia técnica 2-Input público puro y gratuito |
| Función de costes | f_G Demanda condicionada de los factores privados | K, L, G, Y Salarios Coste del capital | 1-Eficiencia técnica 2-Input público gratuito 3-Minimización de costes 4-Tipo de competencia en los mercados de factores |
| Función de beneficios | f_G Demanda incondicionada de los factores privados | K, L, G, Y Salarios Coste del capital Precio del <i>output</i> | 1-Eficiencia técnica 2-Input público gratuito 3-Maximización de beneficios 4-Tipo de competencia en los mercados de factores 5-Tipo de competencia en los mercados de productos |

Fuente: Elaborado a partir de Pfähler y otros (1996).

⁶ En Pfähler y otros (1996) y Sturm y otros (1996) se ofrece una discusión detallada de las ventajas e inconvenientes de todas ellas.

Por supuesto, para determinar la relación entre demanda de factores y capital público cabe también la posibilidad de utilizar modelos multiecuacionales empíricos siguiendo la metodología VAR (*Vector Autoregression*), o modelos de equilibrio general. En este sentido, la existencia de un efecto *crowding-out* o *crowding-in* de la infraestructura pública sobre la demanda de factores privados en el marco de los modelos de equilibrio general, depende en buena medida del signo y magnitud de los efectos cruzados de complementariedad y sustituibilidad a los que nos hemos referido en el texto (Pfähler y otros, 1996).

El capital público puede ser considerado como una externalidad positiva en el proceso de producción en vez de como un *input*. Si aquél aumenta por igual la productividad de todos los *inputs* privados, se puede incorporar al factor que recoge el cambio tecnológico:

$$Y = A(G) \cdot F(L, K)$$

y en la fase de estimación econométrica se calcularía la contribución del capital público a la evolución de la productividad total de los factores.

Por lo general, cuando se trata de estimar econométricamente el efecto del capital público sobre la producción o la productividad total de los factores se opta por el empleo de funciones del tipo Cobb-Douglas. La elección de esta forma funcional específica se justifica por las ventajas operativas que presenta frente a otras alternativas —funciones CES o translogarítmicas—; mientras que las críticas que sobre la misma inciden en el supuesto de perfecta sustituibilidad entre los *inputs* se pueden salvar con la introducción de una distinción entre las fronteras de producción a corto y a largo plazo (Snessens, 1983). Esta diferenciación se fundamenta en la hipótesis de que el ratio capital/trabajo, si bien puede ser rígido a corto plazo —*tecnología de coeficientes fijos*— puede ser ajustado en el largo plazo, por los

condicionantes que impone el propio proceso de innovación tecnológica, los cambios en los precios relativos de los factores, o la intensificación de la división del trabajo y la consecuente ampliación del tamaño del mercado (Kaldor, 1972). La función de producción Cobb-Douglas se configura así como una representación plenamente válida de la frontera de producción a lo largo del tiempo.

En la literatura que ahora revisamos, ésta adopta la siguiente expresión general⁷:

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot K^\beta \cdot G^\gamma$$

que, formulada en logaritmos, queda como:

$$y = a + \alpha \cdot l + \beta \cdot k + \gamma \cdot g$$

Reparametrizando esta expresión obtendríamos (Aschauer, 1989a):

$$y - l = a + (\alpha + \beta + \gamma - 1) \cdot l + \beta \cdot (k - l) + \gamma \cdot (g - l)$$

Si al estimar econométricamente esta especificación obtuviéramos un coeficiente estadísticamente no significativo para el factor trabajo, estaríamos ante la existencia de rendimientos constantes en todos los factores, tanto privados como públicos.

También es posible contrastar el tipo de rendimientos de escala para los *inputs* privados (Aschauer, 1989a). Para ello, utilizaríamos la expresión:

$$y - l = a + (\alpha + \beta - 1) \cdot l + \beta \cdot (k - l) + \gamma \cdot g$$

Si al estimar esta nueva especificación obtuviéramos un coeficiente estadísticamente no sig-

⁷ En la que prescindimos de subíndices temporales y/o espaciales para descargar la notación. Por razón semejante, en la función tan sólo introducimos dos *inputs* privados y uno público. El tratamiento para el caso de más factores productivos o variables de control es inmediato.

nificativo para el trabajo, estaríamos ante la vigencia de rendimientos constantes en los *inputs* privados. Y si además, el parámetro que acompaña al capital público fuera positivo y estadísticamente significativo, podríamos asumir la vigencia de rendimientos de escala para el conjunto de los *inputs*.

Esta línea de investigación adolece de ciertas limitaciones, particularmente en el caso de los estudios basados en la estimación de funciones de producción⁸, la aproximación más frecuente y la que vamos a seguir en el trabajo aplicado. En lo que resta nos referimos a las que en nuestra opinión requieren una mayor atención, para pasar, acto seguido, a discutir en detalle las investigaciones sobre las regiones españolas.

El primer paso para cuantificar los efectos del capital público sobre la productividad y el crecimiento es determinar la dotación de aquél. Para ello, disponemos de dos posibilidades: el empleo de estimaciones del *stock* de capital público valorado en términos monetarios⁹ y el recurso a diversos indicadores de infraestructura en términos físicos, que pueden calcularse mediante métodos relativamente sencillos como los propuestos por Biehl (1988), o acudiendo a fórmulas más complejas, como las que utilizan las técnicas del análisis multivariante (Cancelo y Uriz, 1994; García y otros, 1996).

También hay que incluir en este segundo grupo la propuesta hecha por de Orellana-Pizarro (1995) consistente en utilizar el concepto de *accesibilidad* de una región como indicador de sus infraestructuras de transportes. Esta medida su-

peraría algunas limitaciones de las anteriores: el hecho de que las infraestructuras existentes en una región sirvan para mejorar las comunicaciones de las regiones limítrofes, fenómeno conocido como *efecto desbordamiento* y que provoca la infravaloración de los efectos de este tipo de capital público; el que la insularidad suponga una ventaja por la existencia de una alta concentración de infraestructuras portuarias y aeroportuarias, cuando el hecho insular es una clara desventaja en lo relativo a comunicaciones; o, en fin, el que el índice de accesibilidad permitiría saber si las infraestructuras cumplen con su finalidad, es decir, si satisfacen las necesidades de movilidad del trabajo y capital en el territorio.

La valoración del capital público en términos monetarios se enfrenta a una limitación importante. Un volumen semejante de recursos financieros invertidos puede conducir a dotaciones efectivas muy distintas en la medida en que los costes de construcción de las infraestructuras difieran entre las economías; sea por motivos orográficos o de dispersión de la población, sea por la existencia de diferencias en la productividad del sector de la construcción —protegido contra la competencia exterior—, cuya importancia, no obstante, es probablemente más significativa cuando se trata de comparaciones internacionales (Roldán, 1994). Además, cabe preguntarse si la existencia de ineficiencias en el empleo de los recursos financieros puede hacer que el paso de las cifras de inversión pública al concepto de *stock* de capital no sea tan inmediato como supone el *método del inventario permanente* utilizado para la construcción de las series de capital público en términos monetarios¹⁰.

⁸ Y ello, sin entrar aquí en la discusión sobre la validez del concepto de *stock* de capital agregado o, en un plano más general, la existencia de una función de producción agregada (Harcourt, 1975). Como escribió una vez Solow (1957, p. 312): «No intentaré justificar lo que sigue acudiendo a teoremas elegantes sobre la agregación o los números índice. Este tipo de economía agregada o interesa o no interesa». Por su parte, Miller (1990) discute la conveniencia y li-

mitaciones de emplear series de *stock* de capital construidas mediante el *método del inventario permanente* a la hora de estimar funciones de producción agregadas.

⁹ En este trabajo, tomamos como referencia las series construidas por Mas y otros (1996b) bajo el auspicio de la Fundación BBV.

¹⁰ No obstante, éste podría ser un problema secundario si de lo que se trata es de estimar los efectos del capital públi-

Y a pesar de todo ello, hemos de reconocer que, cuando se trata de hacer estimaciones econométricas, es muy tentador recurrir a éstas. Mientras que el investigador dispone de largas series de *stock* de capital ya construidas, el empleo de los correspondientes índices de dotación de capital en términos físicos exigiría una ardua labor previa de obtención de datos¹¹. Las limitaciones de esta alternativa metodológica también se hacen evidentes cuando contemplamos la disparidad entre los valores de los indicadores de infraestructuras en términos físicos existentes para una misma región¹².

Un segundo aspecto, no menos importante, es la relativización de los datos de infraestructuras. Operación inevitable cuando queremos cotejar las dotaciones de economías con poblaciones, superficies o aparatos productivos tan dispares como, por ejemplo, los que corresponden a las Comunidades Autónomas. Aunque los índices a los que hemos hecho referencia en el párrafo anterior sí tienen en cuenta la necesidad de esta relativización, los estudios que emplean medidas del *stock* de capital agregado en términos monetarios prescinden en muchos casos de ella.

Otra cuestión a abordar es el significado que tiene el *capital social* como argumento de las funciones de producción o cuasi-producción. No cabe duda que una mejor dotación de infraestructuras sanitarias y, sobre todo, educativas influye positivamente sobre el crecimiento y desa-

co sobre la producción con datos de serie temporal y con las variables expresadas en logaritmos. Si además podemos asumir que las diferencias en los costes de producción son constantes en el tiempo, los efectos individuales específicos absorberían la heterogeneidad interterritorial en este sentido. Agradecemos a Matilde Mas sus comentarios a este respecto.

¹¹ Véanse, para las regiones españolas, las estimaciones de Nieves (1992) respecto a las infraestructuras de transporte no urbano; Carreño y otros (1992) para las infraestructuras sanitarias; Correa y Manzanedo (1993) para las infraestructuras de telecomunicaciones; y, en fin, Manzanedo y Sainz (1993) para las infraestructuras educativas y de I + D.

rollo de las economías, por sus efectos sobre el capital humano—sin olvidar el carácter de bien final de los servicios públicos a cuya prestación contribuyen—. Por otro lado, como sugiere Drucker (1989), las infraestructuras educativas y sanitarias pueden desempeñar un papel importante como factor de localización industrial por su atracción de la mano de obra más cualificada, propietaria de las dotaciones de capital humano más valiosas; los *trabajadores del futuro* en expresión del propio autor. Sin embargo, dicha influencia presentaría retardos muy superiores a los de otras infraestructuras¹³ y se produciría, en buena medida, a través de los demás argumentos que aparecen en la función. En consecuencia, no parece totalmente razonable buscar relaciones contemporáneas entre el *stock* o indicadores de capital social y la productividad; y menos aún cuando el capital humano aparece también como factor explicativo.

Un buen número de investigaciones empíricas sobre el efecto de las infraestructuras puede adolecer de un sesgo provocado por la exclusión de variables explicativas relevantes en las estimaciones econométricas: el capital humano, la difusión tecnológica o el cambio estructural de las economías que se manifiesta en la composición sectorial del *output* y el empleo, son elementos que están detrás del crecimiento y el nivel de renta de una economía (García-Milá y Marimón, 1996; Pérez y otros, 1996 y de la Fuente, 1996b). La elevada correlación positiva de éstos

En todos los casos se ofrece la dotación correspondiente en el entorno de 1990.

¹² Véase de Orellana-Pizarro (1995) para el caso de las infraestructuras de transporte de las regiones españolas.

¹³ Por ejemplo, la construcción de un colegio tendrá efectos sobre la productividad cuando los alumnos que lo disfruten se incorporen al mercado laboral, y no antes. Por supuesto, cabría hacer un planteamiento similar para el resto del capital público: aunque con un retardo inferior, la cuantificación del efecto de las infraestructuras puede precisar de la consideración de valores no contemporáneos de las variables. En sentido semejante, véase Pérez (1995).

con el capital público hace que su exclusión de las estimaciones econométricas se pueda traducir en la actuación del capital público como variable *proxy* de los factores omitidos. En este sentido, es muy ilustrativo el trabajo de Fernández y Polo (1997b), donde se demuestra cómo los efectos positivos estimados para el capital público se reducen ostensiblemente a medida que incorporamos otras variables explicativas en las regresiones; en particular, el capital humano y el tecnológico.

También es significativa la poca atención que se le ha prestado a la existencia de rendimientos decrecientes de la inversión en infraestructuras. De darse, la consecuencia sería la inestabilidad del valor estimado para el parámetro del capital público, que experimentaría una caída gradual a medida que se fuera ampliando el período muestral. Mas y otros (1996a) investigan y confirman esta hipótesis mediante la estimación recursiva de una función de producción agregada para el conjunto de regiones españolas en el período 1964-1991. Que nosotros sepamos, esta idea no ha sido contrastada empleando las series temporales correspondientes a la economía española ¹⁴.

Luego está la posible causación inversa —esto es, que la causalidad entre el crecimiento de la productividad y la inversión en infraestructuras vaya en ambas direcciones—. Como ya señalamos, la existencia de efectos de retroalimentación entre crecimiento económico y gasto público es algo admitido tanto teórica como empíricamente. Si bien existen contrastes y métodos

¹⁴ Argimón y otros (1994a) hacen referencia a una ruptura estructural —año 1985— en el período muestral considerado (1964-1989), pero no a la existencia de un cambio gradual en el valor estimado de los parámetros. No obstante, es cierto que esta estrategia presenta más problemas a nivel nacional, debido a la reducida longitud de las series temporales disponibles. En la medida en que las buenas propiedades de los estimadores son, en general, asintóticas, no estaría claro si las variaciones en los valores estimados de forma recursiva se deberían a cambios en los parámetros verdaderos o a los aumentos en el tamaño muestral; al me-

de estimación encaminados a solucionar el problema de la endogeneidad de los regresores, siempre queda la duda de si éstos son capaces de valorar toda su gravedad (Dolado, 1995; Balmaseda, 1996b).

La estimación de los efectos de las infraestructuras en un marco uniecuacional como el que nos proporciona el concepto de función de producción agregada obvia su influencia sobre el resto de variables explicativas consideradas. Ello hace que, por ejemplo, se deje sin cuantificar la importancia de la dotación de capital público para la localización de actividades y empresas debido al impacto que ejerce sobre la rentabilidad del espacio en el que se asienta.

En este sentido, algunos autores han insistido en que la estimación de funciones de producción agregadas introduce un sesgo al alza al calcular los beneficios de la inversión pública, porque no se tienen en cuenta los efectos de su financiación sobre la inversión privada (Blázquez y Sebastián, 1995). Incluso, desde una perspectiva neoclásica, el incremento del capital público puede hacer que la inversión total se sitúe por encima del nivel deseado por los agentes racionales, provocando un efecto *crowding-out* de la inversión privada (Aschauer, 1989c). Para superar este problema, en algunas ocasiones se ha optado por la estimación de modelos VAR (Flores, 1994; Flores y otros, 1994; Flores y otros, 1996), en los que sí es posible captar todas las relaciones dinámicas entre todas las variables incluidas en el modelo ¹⁵. Dejando a un lado las críticas que sue-

nos hasta que se alcance un umbral razonablemente amplio y, por consiguiente, necesariamente próximo al final de la muestra.

¹⁵ No obstante, Flores (1994) y Flores y otros (1994), aplicando la metodología de Johansen (estimación multiecuacional por máximaverosimilitud) a las series temporales de la economía española, encuentran evidencia de que tan sólo existe un vector de cointegración entre las variables implicadas. Relación de equilibrio a largo plazo que puede ser interpretada como una función de producción Cobb-Douglas con rendimientos de escala constantes en todos los *inputs*.

len plantearse a los trabajos basados en dicha metodología econométrica (Cooley y Le Roy, 1985), el problema que presenta esta línea de investigación es que, al utilizar más de dos variables y desfases temporales, las relaciones causales entre las variables pierden nitidez y la interpretación de los resultados se torna difícil.

Relacionado con lo anterior está el hecho de que la mayoría de las investigaciones parten del supuesto, más o menos implícito, de que una mejora en la dotación de las infraestructuras de transporte y comunicaciones de una región tendrá siempre efectos positivos sobre ella. Es cierto que este tipo de inversiones coadyuvan a estructurar y vertebrar el territorio donde se asientan, y que influyen positivamente sobre la productividad de la economía, por sus efectos como bien público intermedio reductor de costes. Sin embargo, la mejora en la dotación de infraestructuras aumenta la accesibilidad de un territorio, tanto para las empresas de la región como para las de fuera. Algo que puede afectar negativamente al aparato productivo de aquélla, al reducir los costes de transporte y comunicación y favorecer la emigración de las empresas locales o la instalación de las nuevas empresas en las zonas más prósperas —con el fin de aprovecharse de las posibles economías de escala y aglomeración (Krugman, 1991).

Finalizamos esta relación aludiendo a los ya mencionados efectos *desbordamiento* asociados al carácter de red de muchas infraestructuras —problemáticos en el caso de estudios con datos regionales (Pérez, 1995; Holtz-Eakin y Schwartz, 1995; Mas y otros, 1996a; Moreno y otros, 1997; Gil y otros, 1998)—, a la variabilidad intersectorial de los efectos del capital público (Moreno y López-Bazo, 1997; Gil y otros, 1998) y a la no estacionariedad de las variables implicadas, que

puede hacer que se den por válidas relaciones espurias. Aunque de manera progresiva se ha ido imponiendo entre los investigadores la necesidad de contrastar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables, esta preocupación es más evidente en los estudios con series temporales que en el caso de los trabajos que combinan datos de serie temporal y sección cruzada ¹⁶.

En definitiva, la utilización de índices monetarios o físicos de infraestructuras; la necesidad de relativización de los indicadores; la existencia de relaciones interterritoriales del tipo centro-periferia; la omisión de variables relevantes; los rendimientos decrecientes de la inversión en infraestructuras; el problema de la causación inversa; los efectos del capital público sobre la acumulación del capital privado y la movilidad del trabajo; la existencia de efectos *desbordamiento*; la variabilidad inter-sectorial de los efectos del capital público; o, en fin, el riesgo de dar por válidas regresiones espurias, constituyen un decálogo de cuestiones que ha de ser tenido presente en el trabajo aplicado.

Las estimaciones econométricas realizadas con las series temporales correspondientes a España confirman la influencia del capital público sobre la productividad a nivel agregado. Las aportaciones de Bajo y Sosvilla (1992 y 1993), Mas y otros (1993b), Inglada (1993), Argimón y otros (1994), García-Fontes y Serra (1994), González-Páramo (1995) o Fernández y Polo (1997a), en el marco de las funciones de producción agregadas; los trabajos de Flores (1994) y Flores y otros (1994 y 1996), que emplean modelos VAR; o el trabajo de Avilés y otros (1997), en el que se estiman funciones de costes, ofrecen conclusiones más robustas que los estudios referidos a otros países. Hecho que, a tenor de

¹⁶ En este sentido, García-Milá, McGuire y Porter (1996) concluyen que, tras transformar las variables mediante diferenciación, el capital público no contribuye a explicar las di-

ferencias en el nivel de renta per cápita estatal en el caso de los estados norteamericanos. Véase en el mismo sentido el trabajo de Balmaseda (1996a).

nuestra peor situación de partida, ha sido interpretado por algunos como evidencia a favor de la vigencia de rendimientos decrecientes de la inversión en infraestructuras.

En cuanto a los estudios a nivel regional, comenzamos nuestra revisión bibliográfica por los que toman como punto de referencia metodológica al EPDR. Cutanda y Paricio (1992a, 1992b, 1992c y 1994) tratan de evaluar, en primer lugar, la dotación de infraestructuras de las CC.AA. utilizando la metodología propuesta por Biehl (1986). Tras encontrar una correlación estadística relativamente alta entre el VAB per cápita para 1987 y los indicadores construidos con datos del período 1986-1989 (0,58 para el caso del indicador de infraestructuras económicas; 0,37 para el indicador de infraestructuras sociales y 0,51 para el indicador global), Cutanda y Paricio proceden a realizar un análisis de regresión multivariante en el que la renta per cápita es explicada por distintas combinaciones de los indicadores de capital público y por la participación del empleo industrial y de servicios en el empleo total.

Aunque los resultados obtenidos muestran un efecto positivo y altamente significativo de las infraestructuras, su derivación presenta ciertas limitaciones, reconocidas por los propios autores. La no disponibilidad de datos sobre el capital productivo privado a nivel regional en el momento en el que se desarrolló la investigación impidió la estimación de funciones de producción agregadas, y la no significatividad estadística de los otros regresores que se proponen desde el enfoque del potencial de desarrollo regional (Biehl, 1985), hizo que tampoco se estimaran *funciones de cuasi-producción* como las empleadas por Biehl. En consecuencia, la forma reducida estimada carece de referente teórico estructural y omite variables relevantes, lo que unido a los posibles problemas de causalidad bidireccional hace que los resultados hayan de ser tomados con las debidas cautelas.

Ventura (1992) sigue un planteamiento similar, pero utilizando cifras de inversión pública en vez de datos sobre las dotaciones de infraestructuras. Con información para el período 1982-1986 y las quince CC.AA. de régimen común, Ventura no encuentra relaciones positivas y significativas entre la inversión pública y el VAB, el desempleo o la inversión privada, una vez que se incorporan efectos regionales y temporales específicos. No obstante, a la hora de interpretar estos resultados, son aplicables los mismos comentarios que los que hicimos en el caso anterior.

En la misma dirección, de Orellana-Pizarro (1995) plantea la estimación de *funciones de cuasi-producción* idénticas a las empleadas por Biehl (1986) utilizando como indicador de infraestructuras de transporte un *índice de accesibilidad*, al que ya nos hemos referido. El estudio respalda la existencia de un efecto positivo y altamente significativo de las infraestructuras, en especial las de transportes, sobre el nivel de renta regional. Gil y otros (1997) estiman también una *función de cuasi-producción* en la que, no obstante, incluyen el capital productivo privado ponderado por la población como regresor, y las dotaciones de capital público se estiman mediante el método del inventario permanente. Los resultados apuntan hacia un efecto positivo y significativo de las infraestructuras. Empero, la introducción del capital privado como regresor violenta en cierto sentido el enfoque del potencial de desarrollo regional (EPDR) en el que expresamente se sitúa el trabajo (Biehl, 1986).

Un segundo grupo de investigaciones, el más numeroso, sigue la propuesta de Aschauer, consistente en estimar funciones de producción agregadas en las que el capital público aparece como *input* al lado del trabajo y capital privados. Entre ellos se encuentran los estudios de Mas y otros (1994a y 1996a). En el primero, la estimación de una función de producción del tipo Cobb-Douglas con un panel de datos para las 17

CC.AA. y el período 1980-1989 proporcionó una elasticidad de la producción privada respecto al capital público productivo o económico que oscilaba entre 0,18 y 0,24, según se impusiera la restricción de existencia de rendimientos constantes de escala para el total de los *inputs* o sólo para los privados; mientras que el capital social no era estadísticamente significativo a los niveles habituales.

Por su parte, cuando se tenía en cuenta el capital público de las regiones adyacentes para recoger la posible existencia de *efectos desbordamiento*, aquellas elasticidades ascendían hasta 0,21 y 0,30, respectivamente, al tiempo que se reduciría la magnitud de los efectos específicos regionales —que se modelan como efectos fijos dado el resultado de la aplicación del test de Hausman de efectos fijos frente a aleatorios—: parte de las externalidades son recogidas por el parámetro estimado correspondiente al capital público ampliado. Asimismo, los estadísticos de autocorrelación de primer orden de los errores y de exogeneidad de las variables explicativas apuntaban hacia la inexistencia de problemas en ambos sentidos.

En Mas y otros (1996a) los autores siguen un enfoque similar ampliando el tamaño muestral al período 1964-1991, lo que les obliga a utilizar la información que proporciona el BBV a través de su *RNEDP* en vez de la *Contabilidad Regional* del INE, que era la empleada en el trabajo anterior. En este caso, la elasticidad-producto del capital público productivo cae notablemente hasta situarse en el 0,08 —ahora no va a ser aceptada por los datos la hipótesis de rendimientos constantes de escala para el total de los *inputs*, aunque sí para los privados—, y el capital social tampoco se manifiesta como una variable estadísticamente

relevante. Las razones que explican la notable diferencia en el valor del parámetro que acompaña al capital público son: i) en este trabajo se excluyen los datos correspondientes al sector energético; ii) la fuente de información para el empleo, la producción y el capital privado son distintos, lo que se nota, sobre todo, en este último caso; y 3) el período muestral aumenta notablemente.

En este artículo también se pone en evidencia la existencia de *efectos desbordamiento* significativos, que hacen pasar la elasticidad estimada del 0,08 inicial al 0,14 cuando se utiliza como indicador de capital público productivo la dotación de cada región y las adyacentes. Finalmente, los autores contrastan y confirman la vigencia de rendimientos decrecientes en la inversión pública mediante la estimación recursiva del modelo. Desde una elasticidad estimada de 0,14 para el período 1964-1973 se produce una caída progresiva del valor del parámetro hasta el 0,08 ya señalado para el período 1964-1991.

García-Fontes y Serra (1994) estiman con datos de panel correspondientes a las CC.AA. y el período 1980-1988 una función de producción Cobb-Douglas en la que la variable explicada es el VAB regional total. Las estimaciones se efectúan tanto en niveles como en primeras diferencias¹⁷ y la hipótesis de rendimientos constantes en los *inputs* privados es aceptada por los datos. En ambos casos, los autores introducen efectos temporales fijos para controlar el ciclo económico y efectos fijos por grupos de regiones, establecidos a partir de sus niveles de renta relativos.

Los resultados en niveles apuntan hacia elasticidades reducidas para el capital público (0,02–0,06) y no siempre significativas, mientras que

es que la corta duración de las series temporales pone en cuestión la potencia de los tests de raíces unitarias que se podrían aplicar.

¹⁷ La especificación en niveles sería válida si las series estuvieran cointegradas, mientras que la especificación en diferencias sería la adecuada si todas las series fueran integradas de orden uno y no estuvieran cointegradas. El problema

al tomar primeras diferencias las elasticidades se elevan notablemente, pero dejan de ser estadísticamente significativas a los niveles habituales. Señalar, por último, que al desagregar el capital público en *carreteras* y *resto del capital público*, la primera no es significativa en las regresiones en diferencias e incluso pasa a ser negativa al estimar en niveles. La explicación de estos resultados tan poco favorables puede encontrarse, sin embargo, en la deficiente base de datos para el capital público y privado empleada por los autores¹⁸.

Entre los trabajos que tratan de explicar la productividad total de los factores (PTF) hay que reseñar los de Mas y otros (1994c), García-Fontes y Serra (1994) y Pérez y otros (1996). En el primer caso, los autores utilizan un panel de datos formado por las observaciones correspondientes a las 17 CC.AA. para el período 1964-1989, encontrando elasticidades para la PTF privada—estimada a partir de una función de producción translogarítmica— respecto al capital público en el intervalo del 0,17-0,23. Por su parte, García-Fontes y Serra replican el análisis de función de producción al que nos hemos referido más arriba, calculando la evolución de la PTF total a partir de una función de producción del tipo Cobb-Douglas con participaciones de los factores en el producto constantes.

En esta ocasión, la evidencia es más favorable a la existencia de un impacto elevado de las infraestructuras sobre la productividad—la elasticidad se sitúa en torno a 0,20—, si bien tan sólo cuando se trabaja con las variables en niveles. Al tomar diferencias, las infraestructuras pasan a ser no significativas. En todo caso, hay que tener presentes las deficiencias en los datos ya mencionadas y que aconsejan tomar con precaución estos resultados.

¹⁸ Mas y otros (1993a), Sanaú (1995) y Boscá y otros (1998) plantean también la estimación de funciones de producción y costes a nivel regional con datos correspondientes a la década

Pérez y otros (1996) analizan para el período 1964-1991 el impacto del capital público productivo sobre la evolución de la PTF privada, hallando una elasticidad de 0,09 una vez descontados los efectos estadísticamente significativos que sobre aquélla ejercen el capital humano—aproximado por el porcentaje de la población activa con estudios medios o superiores—, los cambios en la estructura productiva—aproximados por la composición sectorial del *output*— y otros efectos individuales específicos a las regiones, que son captados mediante la inclusión de efectos fijos en las estimaciones.

Finalmente, hemos de referirnos al exhaustivo estudio de Moreno y otros (1997). Con datos para el período 1964-91, estiman una función de producción tipo Cobb-Douglas en la que aparecen, como *inputs* y de forma separada, el capital público productivo y el social. Sus resultados apuntan hacia un efecto directo del primero muy moderado, con una elasticidad-producto próxima a 0,05. Por su parte, el componente social tiende a no resultar significativo, si bien ello depende del tipo de rendimientos de escala que se impongan y de cómo se modelicen los efectos específicos individuales. En este sentido, el test de Hausman no rechaza la ortogonalidad (independencia) entre regresores y efectos regionales, por lo que se opta por el modelo de efectos aleatorios. A partir de éste, no se podía rechazar la existencia de rendimientos constantes de escala en el conjunto de los *inputs*. Tampoco los contrastes de autocorrelación permiten rechazar la hipótesis nula.

Los autores demuestran la variabilidad intersectorial de los efectos del capital público mediante la estimación de funciones de producción independientes para cada sector considerado—agricultura, industria, servicios y construcción.

de los ochenta, pero tan sólo para el sector industrial, lo que hace que dejemos estas aportaciones a un lado.

En este sentido, Moreno y López-Bazo (1997) llevan al ámbito regional la estimación de funciones de coste donde el capital público actúa como *input* cuasi-fijo para las empresas. Los resultados muestran un efecto negativo y altamente significativo de éste sobre los costes empresariales, si bien existirían diferencias intersectoriales e interterritoriales notables. En un reciente trabajo, Gil y otros (1998) realizan un análisis similar con datos de panel correspondientes a los tres sectores productivos básicos —agricultura, industria y servicios— correspondientes a las Comunidades Autónomas. Sus resultados confirman que las infraestructuras reducen los costes privados —sobre todo en el sector industrial—, lo que pone en evidencia nuevamente la variabilidad intersectorial de los efectos del capital público. Así mismo, los autores encuentran evidencia favorable a la existencia de *efectos desbordamiento*.

En la segunda parte de su estudio, Moreno y otros tratan de estimar las relaciones de sustituibilidad o complementariedad entre los distintos *inputs* mediante la expansión de la función Cobb-Douglas a la que ya nos hemos referido. Finalmente, se aborda el problema de los *efectos desbordamiento*. Aplicando instrumentos procedentes de la econometría espacial (Anselin, 1988), se estudia la existencia de procesos de autocorrelación en el espacio. Aunque los contrastes aplicados apuntan hacia la existencia de tal problema, el reducido tamaño muestral resta potencia a los mismos. De existir y ser importante, la aplicación de las técnicas econométricas estándar no sería válida. Si el origen de la dependencia espacial está en la variable explicada, las estimaciones por mínimos cuadrados serían sesgadas e inconsistentes, mientras que si la dependencia se encontrara en el término de error tendríamos ineficiencia en las estimaciones, lo que deviene en una infraestimación de aquél y, consecuentemente, de la varianza de los parámetros.

Por último, Delgado (1998), con datos referidos a las provincias españolas no encuentra evi-

dencia empírica robusta favorable a la existencia de un efecto positivo de la dotación de infraestructuras sobre la productividad; resultado que la autora explica apelando a la existencia de *efectos desbordamiento* que ganan relevancia a medida que descendemos de ámbito territorial. No obstante, las limitaciones de la base de datos —referida tan sólo a tres años (1973, 1981 y 1989)— aconseja interpretar con cautelas estos resultados (véase tabla 2).

En el debate sobre la convergencia interterritorial también ha aparecido el capital público como posible factor condicionante de los estados estacionarios hacia los que convergerían las economías¹⁹. Así, Mas y otros (1994b y 1995a) encuentran sólida evidencia de que el ratio capital público/VAB —y, en especial, el que se ciñe al capital público económico— es un determinante del comportamiento del crecimiento de las regiones y provincias durante el período 1959-1979, si bien a partir de entonces su efecto positivo parece cesar. Los autores achacan este resultado a la naturaleza de red de muchas infraestructuras: en el momento en que son instaladas su aportación al crecimiento es más destacada que cuando las inversiones se dirigen a la expansión y mejora de las redes existentes. Nos hallaríamos así ante rendimientos decrecientes de la inversión en infraestructuras (Mas y otros, 1996a).

Dabán y Murgui (1997), con datos de la *Contabilidad Regional* para el período 1980-1991, tampoco encuentran evidencia de que la inversión pública haya afectado significativamente a la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo del sector privado, si bien los autores matizan que el problema podría encontrarse en la elevada colinealidad muestral entre la inversión pública y la privada. Finalmente, los estudios de Dolado y otros (1994), para las provincias españolas y

¹⁹ Sobre los diferentes conceptos de convergencia interterritorial véase Sala-i-Martin (1994).

Tabla 2
Elasticidad-producto del capital público a nivel regional en el contexto de las funciones de producción agregadas

| | Variable explicada | Fuente | Período | elasticidad estimada capital productivo (o total) | elasticidad estimada capital social |
|----------------------------------|--------------------|--------|---------|--|-------------------------------------|
| Mas y otros (1994a) | Producción privada | INE | 1980-89 | 0,18-0,24 0,21-0,30 (con efectos desbordamiento) | 0 |
| Mas y otros (1994a) | Producción privada | BBV | 1964-91 | 0,08 0,14 (con efectos desbordamiento) | 0 |
| García-Fontes y Serra (1994) | Producción privada | INE | 1980-88 | 0,02-0,06 (niveles) 0,0 (diferencias) | — |
| Mas y otros (1994c) | PTF privada | BBV | 1964-89 | 0,17-0,23 | — |
| Dabán y Murgui (1997) | Producción privada | INE | 1980-91 | 0,05-0,29 | — |
| Moreno y otros (1997) | Producción privada | BBV | 1964-91 | 0,05 | 0,00-0,08 |
| García-Fontes y Serra (1994) | PTF total | INE | 1980-88 | 0,20 (niveles) 0,0 (diferencias) | — |
| Pérez y otros (1996) | PTF privada | BBV | 1964-91 | 0,09 | — |
| Argimón y González-Páramo (1997) | Producción total | BBV | 1964-91 | 0,20-0,24 | 0,0-0,14 |

el período 1955-1989, y de Gorostiaga (1997) para las regiones españolas y el período 1969-1991, no encuentran evidencia favorable a que el capital público influya de forma significativa sobre el crecimiento en el marco de la *ecuación de convergencia*.

Por último, hay que referirse a un conjunto de estudios que, a partir del concepto de función de producción agregada, construyen sencillos modelos multiecuacionales que incorporan variables potencialmente relevantes a la forma reducida a estimar, cuya exclusión puede originar

sesgos en los valores obtenidos para el capital público. Entre éstas, se encuentra la utilización de la capacidad productiva, el capital humano o la superficie y población a la que está asociada la dotación de infraestructura de una región. Ejemplos de esta aproximación son los estudios realizados por de la Fuente y Vives (1995 y 1997), Dabán y Murgui (1997) y Argimón y González-Páramo (1997).

De la Fuente y Vives concluyen en sus estudios que la equiparación de las dotaciones de capital público y humano podría redundar a largo

plazo en la reducción de un tercio de las diferencias interregionales en términos renta per cápita existentes en 1990; de las que algo menos de la mitad corresponderían al primer factor. No obstante, es cierto que estas cifras han de ser tomadas con cierta cautela debido a la limitada calidad de los datos empleados en el estudio ²⁰ o la posible existencia de variables relevantes omitidas (Dolado, 1995).

Por su parte, Dabán y Murgui (1997), empleando la base de datos del MORES para el período 1980-1991, hallan una elasticidad-producto positiva para el capital público productivo, si bien su magnitud (que va desde 0,05 hasta 0,29) y su significatividad dependen de forma crucial de cómo se modelen los efectos específicos regionales (individuales o comunes, y dentro de los primeros, fijos o aleatorios). En este sentido, si se tienen en cuenta los contrastes de especificación realizados, habría que aceptar el modelo de efectos fijos ²¹ —así como la existencia de rendimientos constantes de escala en el total de los *inputs*—, según el cual la dotación de infraestructuras no sería estadísticamente significativa a la hora de explicar el VAB privado regional.

Un enfoque semejante es el que se adopta en Argimón y González-Páramo (1997), trabajo cuya dimensión temporal se amplía notablemente para abarcar los años comprendidos entre 1964 y 1991. Dado que el objetivo principal del estudio es la cuantificación de los efectos de la dotación de autopistas de la Comunidad Autónoma gallega sobre su VAB, los autores prestan especial atención a la composición del capital público. Sus resultados para el conjunto de las regiones confirman la hipótesis de rendimientos

constantes de escala en el total de los *inputs* y la significatividad estadística del capital público, cuyas elasticidades respecto al producto van desde el 0,20 para el conjunto del capital económico hasta el 0,02 cuando sólo se tienen en cuenta las infraestructuras privadas ²². Por su parte, el capital social muestra elasticidades que van desde la no significatividad estadística hasta 0,14, según las variables que se incluyan en las regresiones, lo que apunta a la existencia de problemas de multicolinealidad. Asimismo, el tamaño de la población reduce la productividad del sector privado para una dotación de capital público dada. No ocurre lo mismo con la superficie, lo que se explica por la elevada multicolinealidad entre la medida de superficie utilizada y los efectos fijos individuales.

En definitiva, los estudios a nivel regional que tratan de cuantificar los efectos del capital público sobre el nivel y crecimiento de la renta no ofrecen conclusiones tan robustas como los trabajos de ámbito nacional; al tiempo que la magnitud de los efectos es sensiblemente inferior: mientras que las estimaciones más altas para la elasticidad del capital público a nivel regional se sitúan entre 0,20 y 0,30, a nivel estatal se superan ampliamente esas cifras, llegándose incluso a obtener valores superiores a 0,50 (González-Páramo, 1995; Sanaú, 1997 y Fernández y Polo, 1997a). Estas diferencias pueden venir explicadas, en primer lugar, por las deficiencias estadísticas a nivel regional, que sólo en los años más recientes se han comenzado a solucionar merced, fundamentalmente, a la publicación de series de capital público y privado por la Fundación BBV y a la construcción y revisión de series por parte del Ministerio de Economía para poner en

²⁰ El estudio es anterior a la publicación de la primera edición de Mas y otros (1996b) y de las series de capital humano construidas por Mas y otros (1995b).

²¹ Los contrastes de elección entre efectos fijos y aleatorios al estimar funciones de producción a nivel regional dan preferencia a los primeros en la práctica totalidad de los estudios que comentamos y en los que se plantea dicha elección.

²² Esto es, las derivadas de aquellas inversiones que dentro del ámbito de la Contabilidad nacional no se contabilizan dentro del sector de AA.PP., ya sea porque la realizan empresas públicas u organismos privados (como las sociedades concesionarias de autopistas).

marcha el MORES; y, en segundo lugar, por la existencia de *efectos desbordamiento* significativos que sesgarían a la baja las elasticidades estimadas para el capital público.

En cualquier caso, los estudios comentados ofrecen evidencia que sustenta: i) la existencia de rendimientos decrecientes de la inversión en infraestructuras; ii) la necesidad de incluir variables como el capital humano para evitar la pre-

sencia de sesgos por omisión de variables relevantes; iii) la existencia de efectos diferenciados para las distintas categorías de infraestructuras; iv) la cointegración de las series implicadas –asumiendo que éstas son integradas, los residuos de las estimaciones parecen ser estacionarios–; y, en fin, v) la correlación que, en general, se da entre los efectos individuales y los regresores, y que aconseja modelar los efectos como fijos y no aleatorios.

II. LA DINAMICA DE LA PRODUCTIVIDAD DEL SECTOR PRIVADO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

A lo largo del período 1964-91, la productividad aparente del trabajo en el sector privado de las economías regionales españolas ha convergido de forma notable²³. Como muestra la tabla n.º 3, la β -convergencia absoluta para el conjunto de las regiones y el período completo ha sido del 2,43 % anual. Este proceso habría sido relativamente homogéneo en el tiempo. Si atendemos a los valores que muestra la estimación de la ecuación de convergencia para los subperíodos 1964-79 y 1979-91, la velocidad habría sido del 2,67 % y 2,50 %, respectivamente.

Si dividimos las diecisiete Comunidades Autónomas en dos grupos atendiendo a su nivel de productividad al principio del período²⁴, los resultados apuntan a una convergencia muy superior entre las más productivas. Mientras que éstas habrían convergido a una velocidad del 3,46 % anual, las menos productivas lo habrían hecho al 1,89 %. Sin embargo, ahora sí es necesario establecer una nítida distinción en el comportamiento por subperíodos. Para ninguno de los dos grupos habría existido un proceso de β -convergencia absoluta estadísticamente significativo, siquiera al 10 %, durante 1964-77²⁵. Por el contrario, en el segundo subperíodo, la convergencia habría sido muy vigorosa, con tasas del 5,77 % y 2,88 % para los grupos 2 y 1, respectivamente.

Tabla 3
Estimaciones de la ecuación de β -convergencia de la productividad del factor trabajo

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Regiones | Todas | Todas | Todas | Grupo 1 | Grupo 1 | Grupo 1 | Grupo 2 | Grupo 2 | Grupo 2 |
| Período | 64-91 | 64-77 | 77-91 | 64-91 | 64-77 | 77-91 | 64-91 | 64-77 | 77-91 |
| a(**) | 0,17 (12,44) | 0,21 (6,47) | 0,20 (5,41) | 0,15 (3,83) | 0,09 (1,02) | 0,22 (5,44) | 0,20 (6,90) | 0,14 (2,38) | 0,34 (4,78) |
| b(**) | 0,0178 (9,31) | 0,0226 (4,97) | 0,0211 (4,41) | 0,0148 (2,60) | 0,0044 (0,36) | 0,0237 (4,47) | 0,0225 (5,61) | 0,0143 (1,71) | 0,0396 (4,29) |
| R ² | 0,85 | 0,62 | 0,56 | 0,53 | 0,02 | 0,77 | 0,82 | 0,29 | 0,73 |
| T | 27 | 13 | 14 | 27 | 13 | 14 | 27 | 13 | 14 |
| β (*) | 2,43 % | 2,67 % | 2,50 % | 1,89 % | — | 2,88 % | 3,46 % | — | 5,77 % |

Notas: Resultados de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la especificación $(1/T) \cdot (\ln Y_{i,T} - \ln Y_{i,0}) = a - b \cdot \ln Y_{i,0} + u_i \cdot R^2$ es el coeficiente de determinación; T es la duración del intervalo temporal considerado; y, en fin, β es la velocidad de convergencia absoluta estimada a partir de la expresión: $b = (1 - e^{-\beta T})$.

(*) Velocidad de convergencia calculada a partir de un b estimado estadísticamente significativo al 10 % o menos.

(**) Debajo de las estimaciones de los parámetros a y b aparece el valor del estadístico-t correspondiente.

Grupo 1: Andalucía, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, Galicia, Murcia.

Grupo 2: Aragón, Baleares, Madrid, Cataluña, Cantabria, La Rioja, Navarra, País Vasco, Comunidad Valenciana.

²³ En Cuadrado y otros (1990), Villaverde (1991 y 1997) y Pérez y otros (1996) se ofrecen excelentes panorámicas de la evolución de las economías regionales españolas en las últimas décadas. En Caramés y Lago (1999) profundizamos en estas cuestiones.

²⁴ Véase más adelante para una definición más precisa de las variables y una justificación de las agrupaciones.

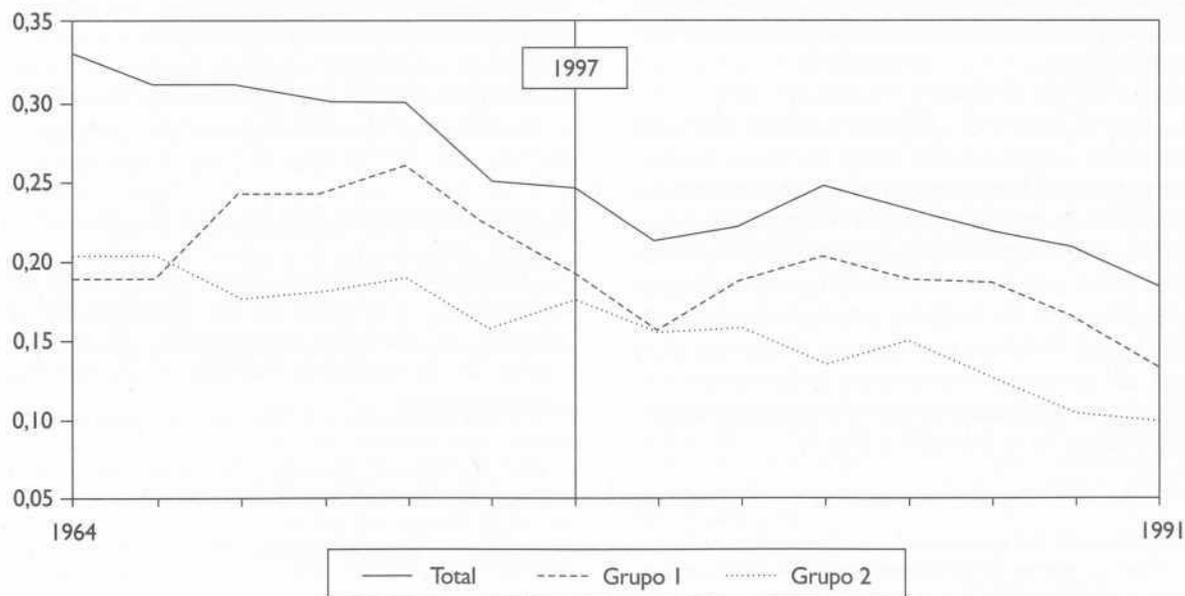
²⁵ Aunque sí marginalmente significativo en el caso de las regiones más ricas.

La σ -convergencia muestra una dinámica similar. Para el conjunto de las regiones, ésta se habría producido de forma continuada salvo en el cuatrienio 1979-83, en el que, como ya vimos, la crisis económica que azota la economía española redundó en un aumento de las disparidades entre territorios. El resultado de estos comportamientos es que durante el período 1964-91, la desviación típica del logaritmo de la productividad se reduce a la mitad, al caer desde 0,33 hasta 0,18. Estos 0,15 puntos se distribuyen ligeramente a favor del primer subperíodo (0,08 frente a 0,07 puntos).

La desviación típica del logaritmo de la productividad del trabajo para los dos grupos se

sitúa siempre en niveles inferiores al correspondiente al conjunto de las regiones y se reduce en una cuantía menor (gráfico n.º 1). De hecho, en 1977 la σ -convergencia se encontraba en el mismo punto que en 1964 para las Comunidades del grupo 1 y sólo ligeramente por debajo para las del grupo 2. Desde 1977, la convergencia habría aumentado, aunque nuevamente en mayor medida para las regiones del grupo 2. En resumidas cuentas, la σ -convergencia habría sido superior dentro de las Comunidades más productivas y, al mismo tiempo, su comportamiento habría sido más regular que el correspondiente a las Comunidades menos productivas o al conjunto de las regiones.

Gráfico 1
 σ -convergencia de la productividad aparente del trabajo en las regiones españolas



III. LOS EFECTOS DE LAS INFRAESTRUCTURAS Y EL CAPITAL HUMANO SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS: UN ENFOQUE DE FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

El modelo

El modelo que emplearemos es una versión ligeramente modificada del utilizado por Argimón y González-Páramo (1997); que a su vez toma como punto de partida el modelo construido por De la Fuente y Vives (1995). Este gira alrededor del concepto de función de producción agregada, que se concreta en especificaciones del tipo Cobb-Douglas, a cuyas ventajas e inconvenientes nos hemos referido en un capítulo previo.

Supongamos que la producción de bienes intermedios en la región i -ésima y el momento t (X_{it}) se puede modelar mediante la siguiente expresión:

$$X_{it} = B_{it} \cdot K_{it}^{\alpha_1} \cdot H_{it}^{\alpha_2} \cdot L_{it}^{1-\alpha_1-\alpha_2-\alpha_3} \cdot GS_{it}^{\alpha_3} \cdot CU_{it}^{\alpha_4} \quad (1)$$

donde B es la productividad total de los factores, K el stock de capital privado, H la dotación de capital humano, L el empleo, GS la dotación de capital público social y, en fin, CU es un índice de utilización de los factores productivos. La productividad total de los factores depende, a su vez, del progreso tecnológico, aproximado mediante una tendencia temporal (t), y la estructura productiva de la economía (ag):

$$B_{it} = e^{\alpha_5 + \alpha_6 \cdot t + \alpha_7 \cdot ag_{it}} \quad (2)$$

Por su parte, la producción final de la región (Y) es una función creciente de los *inputs* intermedios que llegan a su destino, de manera que los costes de transporte se introducen mediante el supuesto de que una fracción de los bienes y

servicios intermedios se desvanece en su tránsito desde los centros de producción a los de consumo (centros de producción de bienes finales). Estos costes varían directamente con la superficie de la región (S) e inversamente con la dotación de capital público básico (GB). Suponiendo que la producción final está sujeta a rendimientos constantes de escala, se puede modelar como:

$$Y_{it} = X_{it}^{\alpha_8} \cdot GB_{it}^{\alpha_9} \cdot S_i^{1-\alpha_8-\alpha_9} \quad (3)$$

donde $\alpha_8 + \alpha_9 \geq 1$ para que los costes de transporte sean efectivamente una función creciente de la superficie de la región. Rescribiendo (3) tras sustituir las ecuaciones (1) y (2), obtenemos la expresión:

$$Y_{it} = e^{\beta_1 + \beta_2 \cdot t + \beta_3 \cdot ag_{it}} \cdot K_{it}^{\beta_4} \cdot H_{it}^{\beta_5} \cdot L_{it}^{\beta_6} \cdot GS_{it}^{\beta_7} \cdot CU_{it}^{\beta_8} \cdot GB_{it}^{\beta_9} \cdot S_{it}^{\beta_{10}} \quad (4)$$

donde:

$$\beta_1 = \alpha_5 \cdot \alpha_8 \quad \beta_2 = \alpha_6 \cdot \alpha_8 \quad \beta_3 = \alpha_7 \cdot \alpha_8$$

$$\beta_4 = \alpha_1 \cdot \alpha_8 \quad \beta_5 = \alpha_2 \cdot \alpha_8 \quad \beta_6 = (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \alpha_3) \cdot \alpha_8$$

$$\beta_7 = \alpha_3 \cdot \alpha_8 \quad \beta_8 = \alpha_4 \cdot \alpha_8 \quad \beta_9 = \alpha_9$$

$$\beta_{10} = 1 - \alpha_8 - \alpha_9 = 1 - \beta_4 - \beta_5 - \beta_6 - \beta_7 - \beta_9$$

Tomando logaritmos —que expresamos en minúsculas— y añadiendo el correspondiente término de perturbación aleatoria, (4) se convierte en el siguiente modelo econométrico uniecuacional:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \beta_3 \cdot ag_{it} + \beta_4 \cdot k_{it} + \beta_5 \cdot h_{it} + \beta_6 \cdot l_{it} + \beta_7 \cdot gs_{it} + \beta_8 \cdot cu_{it} + \beta_9 \cdot gb_{it} + \beta_{10} \cdot s_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

o, lo que es equivalente ²⁶:

²⁶ Es decir, una vez determinado el valor de los parámetros del modelo, teóricamente es equivalente hablar del efecto del capital público, humano y tecnológico sobre el

$$(y - l)_{it} = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \beta_3 \cdot ag_{it} + \beta_4 \cdot (k - l)_{it} \cdot \beta_5 \cdot (h - l)_{it} + \beta_7 \cdot (gs - l)_{it} + \beta_8 \cdot cu_{it} + \beta_9 \cdot (gb - l)_{it} + \beta_{10} \cdot (s - l)_{it} + \beta_{11} \cdot l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde

$$\beta_{11} = \beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7 + \beta_9 + \beta_{10} - 1$$

Bajo la hipótesis de rendimientos constantes de escala para el total de los *inputs*, β_{11} será igual a cero.

Los datos

La muestra utilizada para estimar el modelo integra la información correspondiente a las 17 CC.AA. y el período 1964-91. La fuente estadística para la producción y el empleo es la *RNEDP* que publica con periodicidad bienal el Servicio de Estudios BBV (antes Banco de Bilbao) ²⁷. No obstante, nosotros utilizamos las series que en pesetas constantes e introduciendo las modificaciones a las que nos referiremos más adelante, ha construido el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) a partir de las series originales y aplicando deflatores sectoriales a nivel nacional ²⁸.

Por lo que respecta al capital público y privado, hemos recurrido a la información editada también por la Fundación BBV para el período 1964-92 (Mas y otros, 1996b). A la hora de construir los indicadores de capital humano emplea-

nivel de renta total que sobre la productividad aparente de uno de los factores. Y es posible referirse tanto a niveles como a tasas de crecimiento: basta con tomar primeras diferencias de las variables en logaritmos. El motivo por el que habitualmente se trabaja con expresiones en las que aparece como variable explicada la productividad —sea en niveles o en tasas de crecimiento— es que cuanto mayor información —verdadera— incorporemos al modelo, la estimación econométrica del mismo es más eficiente: si podemos asumir la existencia de rendimientos constantes en los *inputs* privados o en el conjunto de *inputs* existe un parámetro menos a determinar.

dos en el texto hemos hecho uso de la información que proporcionan Mas y otros (1995b). Los datos de población y superficie proceden de la *RNEDP*. Por último, el índice de capacidad productiva utilizada ha sido tomado de *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos* del Ministerio de Economía y Hacienda.

La plasmación estadística de las variables que conforman el modelo es la siguiente:

a) *Y* es la producción privada excluido el sector energético, el sector de alquiler de inmuebles y la sanidad y educación privadas. Siguiendo a Mas y otros (1994c) y como es práctica habitual en los estudios sobre productividad, optamos por no considerar el sector energético por la dificultad de imputar regionalmente su producción y porque engloba las centrales nucleares, muy intensivas en capital y sometidas en su localización y explotación a decisiones políticas como son moratorias y regulaciones ²⁹. Del mismo modo, dejamos a un lado el sector de alquiler de inmuebles, ya que su *input* más importante, las construcciones, forman parte del *stock* de capital residencial, imposible de desagregar atendiendo a sus distintos empleos. Además, la combinación de *inputs* trabajo-capital difiere radicalmente del promedio: en 1993, la participación del factor trabajo no llegaba al 0,7 % del VAB al coste de los factores. Finalmente, y cómo ya aclaramos en un capítulo anterior, la imposibilidad de desagregar para los años anteriores a 1983 entre la enseñanza y sanidad producidas

²⁷ Concretamente, los datos disponibles corresponden a 1964, 1967, 1969, 1971, 1973, 1975, 1977, 1979, 1981, 1983, 1985, 1987, 1989, 1991. En la última edición, referida al año 1993, la responsabilidad de la publicación ha pasado a la Fundación BBV.

²⁸ Origen: Capitalización y crecimiento en España y sus regiones, 1955-95, Fundación BBV-IVIE.

²⁹ La información que ofrece la *RNEDP* referida al sector energético no es homogénea a lo largo del tiempo. En Mas y otros (1994c) se explica el procedimiento seguido para la elaboración de series enlazadas de producción y empleo para dicho sector.

por el sector público y por el privado, debido a los cambios metodológicos introducidos, hace que optemos por excluir ambos subsectores privados del conjunto de la muestra.

b) La variable L es el número total de ocupados en el sector privado, exceptuado los subsectores de energía, alquiler de inmuebles y sanidad y educación.

c) K es el stock de capital productivo privado, salvo el correspondiente al sector energético. No ha sido posible eliminar el capital productivo privado correspondiente a la sanidad y educación producidas por el sector privado. En todo caso, señalemos que en 1993 el VAB total de ambos subsectores suponía menos del 2 % del total nacional y la participación de la remuneración de asalariados en el VAB (44,9 %) era similar a la del conjunto de la economía.

d) GP es el stock de capital público productivo, resultado de la suma del capital de las AA.PP territorializado por Mas y otros (1996b) y las infraestructuras privadas —aquellas resultado de inversiones previas que dentro del ámbito de la Contabilidad Nacional no se consideran dentro del sector de AA.PP., porque las realizan empresas públicas u organismos privados como las sociedades concesionarias de autopistas—. En concreto, el capital básico o productivo estará compuesto por las inversiones acumuladas y adecuadamente depreciadas en carreteras, infraestructura hidráulica, puertos, estructuras urbanas de las Corporaciones Locales, autopistas y aeropuertos. Nótese que quedan fuera de esta clasificación la infraestructura ferroviaria y la hidráulica correspondiente a las Confederaciones Hidráulicas —ninguna de las dos territorializadas por Mas y otros (1996b)— y el *resto del capital público*; que incorpora las inversiones clasificadas en las siguientes funciones:

1. Servicios generales de la Administración Pública.

3. Asuntos de orden público y seguridad.

6. Asuntos y servicios de la seguridad social y asistencia social.

8. Asuntos y servicios recreativos, culturales y religiosos.

9. Asuntos y servicios de los combustibles y la energía.

10. Asuntos y servicios de agricultura, silvicultura, pesca y caza (excepto las inversiones en infraestructura hidráulica de regadío).

11. Asuntos y servicios de minería y recursos minerales, excepto combustibles, asuntos y servicios de manufacturas y asuntos y servicios de construcción.

12.5. Asuntos y servicios de transporte por oleoductos y gaseoductos.

12.7. Asuntos y servicios de comunicaciones.

13. Otros asuntos y servicios económicos (excepto las inversiones en infraestructura hidráulica básica).

14. Gastos no clasificados por grupos principales.

Al hablar de las inversiones territorializadas, el *resto de las AA.PP* incluye las realizadas en las funciones anteriores y que, además, han podido ser asignadas espacialmente. Esto último ha hecho que tan sólo las correspondientes a Comunidades Autónomas y corporaciones locales hayan sido tenidas en cuenta. El proceso de descentralización del sector público que se ha producido en España durante los últimos quince

años explica por qué este resto ha crecido tanto en los ochenta y noventa³⁰. Siendo esto así, la consideración de tal componente rompería la homogeneidad de la serie de capital público a lo largo del período analizado (1964-91).

e) GS es el capital social definido como la suma del capital público en las funciones sanidad y educación.

f) H es la dotación de capital humano de la economía aproximado mediante el porcentaje de población ocupada con estudios medios, anteriores al superior o superiores (Serrano, 1996; Mas y otros, 1995b).

g) CU es el porcentaje de capacidad productiva utilizada en el sector industrial a nivel estatal. Recurrimos a esta variable para captar la influencia del ciclo sobre la producción. Desafortunadamente, no contamos con indicadores de este tipo a nivel regional o para el conjunto de los sectores. En cuanto a la posible utilización de la tasa de paro, su comportamiento durante los últimos veinte años en España lo desaconseja. La existencia de fenómenos de *histéresis* eliminan la independencia entre la *tasa natural* y real de desempleo y hacen de ésta un deficiente indicador del ciclo económico.

h) S es la superficie y P –variable que incorporamos al modelo posteriormente– es la población regional.

i) ag es el la proporción del VAB nominal del sector primario respecto al VAB total. Utilizamos este indicador como *proxy* del cambio en la estructura productiva regional y de la distinta composición sectorial de los aparatos productivos, que determina niveles de productividad dispares (Peréz y otros, 1996).

³⁰ Agradecemos a Francisco Pérez, responsable del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y codirector de la publicación a la que nos referimos, sus comentarios a este respecto.

j) t es una tendencia temporal que adopta el valor 1 en 1964 y 28 en 1991 y que recoge el progreso tecnológico en sentido amplio; esto es, la dinámica de la eficiencia en la asignación de los recursos productivos.

Resultados econométricos

La tabla n.º 4 muestra los resultados de la estimación de la especificación (6) en niveles y empleando diversas definiciones de capital público. A efectos de comparación con resultados anteriores –en particular, los obtenidos por Argimón y González-Páramo (1997)–, suponemos de entrada la existencia de efectos individuales fijos. En todos los casos, se contrasta y acepta la hipótesis de rendimientos constantes para el conjunto de los *inputs* ($\beta_{11}=0$), con elasticidades para el trabajo y capital privado situadas siempre dentro de márgenes aceptables (De la Fuente, 1996a). Señalar finalmente que las conclusiones se mantienen al utilizar valores desfasados para el capital público.

En la columna (1) se incluyen como regresores tan sólo el capital productivo privado y el capital público (social y básico). Como cabía esperar de investigaciones previas, éste presenta una elasticidad positiva y estadísticamente significativa, mostrando el capital básico (0,11) un efecto positivo más fuerte que el social (0,06). El hecho de que las elasticidades estimadas sean inferiores a las obtenidas por Argimón y González-Páramo vendría explicado por la diferente definición de las variables producción, capital privado y empleo.

Al incorporar la superficie al modelo (estimación 2), ésta aparece con un signo contrario al esperado, si bien su significatividad es tan sólo marginal. Como señalan Argimón y González-Páramo, el problema puede encontrarse en su colinealidad con los efectos individuales fijos. De hecho, al modelarlos como aleatorios (esti-

Tabla 4
Estimación de la expresión [6] en niveles (1964-91)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| c | | | 2,00 (8,74) | | | | |
| (k-l) | 0,60 (12,83) | 0,57 (11,55) | 0,63 (13,62) | 0,59 (11,40) | 0,42 (9,07) | 0,51 (11,19) | 0,43 (9,53) |
| (gb-l) | 0,11 (3,85) | 0,11 (3,57) | 0,10 (3,49) | 0,11 (3,90) | 0,05 (1,80) | 0,03 (1,03) | 0,02 (0,69) |
| (gs-l) | 0,06 (2,10) | 0,08 (2,45) | 0,06 (1,92) | 0,08 (2,21) | 0,02 (0,88) | -0,04 (-1,45) | -0,03 (-0,96) |
| (s-l) | | 0,09 (1,75) | -0,07 (-1,92) | | | | |
| P | | | | (-0,06) (-0,77) | | | |
| (h-l) | | | | | 0,20 (8,47) | | 0,14 (4,80) |
| t | | | | | | 0,019 (8,09) | 0,012 (4,23) |
| r | 0,59 | 0,58 | 0,55 | 0,59 | 0,48 | 0,52 | 0,44 |
| R ² | 0,975 | 0,976 | 0,975 | 0,975 | 0,981 | 0,981 | 0,983 |
| SE | 0,069 | 0,068 | 0,07 | 0,068 | 0,059 | 0,06 | 0,057 |
| F _{bi=b} | 2,91 F _[48,170] | 2,62 F _[64,153] | - | 2,96 F _[64,153] | 2,97 F _[64,153] | 2,15 F _[64,153] | 2,46 F _[80,136] |
| T Efectos individuales | 238 LSDV | 238 LSDV | 238 RE | 238 LSDV | 238 LSDV | 238 LSDV | 238 LSDV |

Notas: Entre paréntesis aparece el estadístico-t del coeficiente respectivo. r es el coeficiente de autocorrelación serial de primer orden; R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones; F_{bi=b} es el valor del estadístico-F de contraste de igualdad en la sección cruzada de las pendientes; LSDV indica estimación con efectos individuales fijos y RE estimación suponiendo la existencia de efectos individuales aleatorios.

Tabla 4 (Cont.)
Estimación de la expresión [6] en niveles (1964-91)

| | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
|-------------------|-------------------------------|--------------------------------|-------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| c | | | 5,09 (12,65) | | | | | |
| (k-l) | 0,41 (7,90) | 0,37 (7,13) | 0,36 (7,01) | 0,38 (8,75) | 0,62 (13,94) | 0,57 (12,31) | 0,45 (9,76) | 0,44 (9,70) |
| (gb-l) | 0,02 (0,82) | 0,02 (0,66) | 0,003 (0,13) | 0,02 (1,02) | | | | |
| (gs-l) | -0,03 (-1,11) | -0,02 (-0,85) | -0,02 (-0,85) | -0,02 (-0,94) | -0,04 (-0,12) | 0,03 (1,17) | 0,02 (0,63) | -0,02 (-0,91) |
| (gt-l) | | | | | 0,05 (2,79) | | | |
| (gbnt-l) | | | | | 0,13 (6,06) | | | |
| (gc-l) | | | | | | 0,22 (6,82) | 0,08 (2,15) | 0,04 (0,98) |
| (gbnc-l) | | | | | | 0,05 (1,81) | -0,02 (-0,84) | -0,01 (-0,30) |
| (h-l) | | 0,12 (4,25) | 0,08 (3,40) | 0,14 (5,93) | | | 0,19 (6,60) | 0,13 (4,25) |
| t | 0,021 (8,90) | 0,014 (4,93) | 0,017 (6,42) | 0,012 (4,87) | | | | 0,010 (3,54) |
| ag | -0,006 (-3,30) | -0,004 (-2,38) | -0,006 (-3,77) | -0,003 (-1,86) | | | | |
| cu | 0,23 (1,67) | 0,25 (1,87) | 0,23 (1,69) | 0,15 (1,34) | | | | |
| r | 0,43 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,56 | 0,5 | 0,46 | 0,43 |
| R ² | 0,982 | 0,984 | 0,984 | 0,983 | 0,978 | 0,9780,981 | 0,983 | |
| SE | 0,06 | 0,056 | 0,055 | 0,057 | 0,065 | 0,065 | 0,059 | 0,057 |
| F _{bi=b} | 1,66 F _[96,119] | 2,33 F _[112,102] | - | 2,36 F _[112,102] | 3,61 F _[64,153] | 2,21 F _[64,153] | 2,56 F _[80,136] | 2,27 F _[96,119] |
| F _{ai=a} | | 88,06 F _[16,214] | | | | | | |
| X | | | 20,28 | | | | | |
| LM | | 60,64 | | | | | | |
| T | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 |
| Ef. individuales | LSDV | LSDV | RE | LSDV(*) | LSDV | LSDV | LSDV | LSDV |

Notas: Entre paréntesis aparece el estadístico-t del coeficiente respectivo. r es el coeficiente de autocorrelación serial de primer orden; R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones; LSDV indica estimación con efectos individuales fijos y RE estimación suponiendo la existencia de efectos individuales aleatorios; F_{ai=a} es el valor del estadístico-F de contraste de igualdad de las ordenadas en el origen; F_{bi=b} es el valor del estadístico-F de con con corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada de la muestra. traste de igualdad en la sección cruzada de las pendientes; LM es el valor del test de multiplicadores de Lagrange de la hipótesis nula de homocedasticidad entre grupos; P es el valor del test de Hausman de efectos fijos frente aleatorios. (*) indica estimación

Tabla 4 (Cont.)
Estimación de la expresión [6] en niveles (1964-91)

| | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 | 21 | 22 | 23 | 24 |
|----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| (k-l) | 0,37 (7,22) | 0,40 (9,00) | 0,48 (9,53) | 0,44 (9,21) | 0,47 (9,79) | 0,44 (9,48) | 0,38 (7,23) | 0,40 (7,73) | 0,40 (7,44) |
| (gs-l) | -0,02 (-0,79) | -0,03 (-1,09) | 0,06 (2,24) | 0,03 (1,16) | -0,03 (-0,90) | -0,03 (-0,87) | -0,02 (-0,73) | -0,03 (-1,15) | -0,02 (-0,78) |
| (gc-l) | 0,06 (1,55) | 0,07 (2,03) | | | | | | 0,10 (2,93) | |
| (gcd-l) | | | 0,30 (7,15) | 0,05 (0,87) | 0,12 (2,37) | -0,01 (-0,25) | -0,03 (-0,55) | | 0,09 (1,81) |
| (gbnc-l) | -0,003 (-0,12) | 0,004 (0,19) | 0,03 (1,23) | -0,04 (-1,47) | 0,03 (1,30) | -0,02 (-0,80) | -0,03 (-0,55) | 0,03 (1,36) | 0,02 (0,88) |
| (h-l) | 0,11 (3,53) | 0,12 (4,68) | | 0,20 (5,87) | | 0,15 (4,17) | 0,14 (3,96) | | |
| t | 0,012 (4,17) | 0,010 (4,00) | | | 0,016 (5,70) | 0,012 (3,95) | 0,014 (4,71) | 0,017 (6,68) | 0,018 (6,47) |
| ag | -0,05 (-2,71) | -0,004 (-2,53) | | | | | -0,005 (-2,64) | -0,006 (-3,34) | -0,005 (-2,69) |
| cu | 0,25 (1,83) | 0,15 (1,31) | | | | | 0,20 (1,49) | 0,28 (2,08) | 0,25 (1,81) |
| r | 0,45 | 0,4 | 0,48 | 0,46 | 0,46 | 0,43 | 0,4 | 0,41 | 0,42 |
| R ² | 0,984 | 0,985 | 0,978 | 0,982 | 0,982 | 0,983 | 0,983 | 0,983 | 0,982 |
| SE | 0,06 | 0,056 | 0,064 | 0,06 | 0,06 | 0,057 | 0,057 | 0,058 | 0,058 |
| F _{bi=b} | 2,32 F _[128,85] | 2,35 F _[128,85] | 2,09 F _[64,153] | 2,57 F _[80,136] | 2,47 F _[80,136] | 2,27 F _[96,119] | 2,40 F _[128,85] | 2,42 F _[112,102] | 2,54 F _[112,102] |
| T | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 | 238 |
| Efectos individuales | LSDV | LSDV(*) | LSDV | LSDV | LSDV | LSDV | LSDV | LSDV | LSDV |

Notas: Entre paréntesis aparece el estadístico-t del coeficiente respectivo. r es el coeficiente de autocorrelación serial de primer orden; R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones; F_{bi=b} es el valor del estadístico-F de contraste de igualdad en la sección cruzada de las pendientes; LSDV indica estimación con efectos individuales fijos y RE estimación suponiendo la existencia de efectos individuales aleatorios. (*) indica estimación con corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada de la muestra.

mación 3), la variable adopta el signo correcto y aumenta su significatividad estadística. El resultado de la aplicación de un test de Wald en el modelo con efectos aleatorios a la restricción de igualdad de coeficientes —con signo opuesto— del capital básico y la superficie permitiría asumir tal supuesto. Sin embargo, si introdujéramos dicha restricción estaríamos en realidad sustituyendo dos regresar por uno, conforme a la igualdad:

$$(gb - l) - (s - l) = gb - l - s + l = gb - s$$

y dado que la superficie es una constante, su efecto pasaría a la ordenada en el origen en el modelo de efectos fijos. Por tanto, estaríamos realmente estimando el modelo bajo el supuesto de rendimientos crecientes en todos los *inputs*. Podría suponerse que los costes de transporte dependieran de la población a cubrir y no con el área. Sin embargo, la población no resulta ser una variable estadísticamente significativa como factor de ponderación de las infraestructuras (columna 4).

Las cosas cambian notablemente cuando incorporamos nuevos regresores. Así, la simple inclusión del capital humano (estimación 5) reduce a la mitad las elasticidades para los distintos componentes del capital público y hace que el capital social pierda su significatividad. Cuando introducimos también una tendencia temporal *proxy* del progreso tecnológico, el capital básico deja de ser significativo (estimaciones 6 y 7). Por su parte, la inclusión de la capacidad productiva utilizada y el peso del sector agrícola en el total de la economía ofrece los resultados esperados

³¹ Este contraste se basa en la idea de que bajo la hipótesis de no correlación, la estimación por MCO en el modelo de efectos fijos y la estimación por MCG en el modelo de efectos aleatorios son consistentes, pero MCO proporciona estimadores ineficientes; mientras que bajo la hipótesis alternativa, MCO proporciona estimadores consistentes, pero MCG no. Por consiguiente, si se cumple la hipótesis nula, los dos estimadores no deberían diferir significativamente. El estadístico que se emplea adopta la siguiente ex-

presión: para estas variables (estimación 9). La primera adopta signo positivo, si bien su significatividad es tan sólo marginal, y el ratio *ag* toma un valor negativo y muy significativo, mostrando cómo la reducción en el peso del sector agrícola tiende a elevar la productividad de la economía.

Merece la pena insistir en que la no significatividad del capital público se produce aun cuando la especificación no abarca el capital humano, siempre, eso sí, que incorporemos la tendencia temporal (estimación 8). En la columna (10) se ofrece la estimación bajo el supuesto de efectos individuales aleatorios, con resultados muy similares a los obtenidos en la estimación (9). El valor del test de Hausman (1978)³¹ de efectos fijos frente a aleatorios conduce al rechazo de la hipótesis nula de incorrelación entre los regresores y los efectos individuales a un nivel de significatividad inferior al 1 %, lo que avala el recurso al modelo de efectos individuales fijos. Sin embargo, no debe olvidarse que si existe heterocedasticidad en la sección cruzada de la muestra o autocorrelación en los datos individuales —lo que, como veremos, ocurre en nuestro caso— el estimador de mínimos cuadrados generalizados (MCG) deja de ser eficiente y, consecuentemente, el contraste de Hausman pierde significación. De cualquier modo, el carácter determinista de los efectos individuales es particularmente atractivo cuando, como es nuestro caso, la muestra incluye a todas las unidades de decisión del problema analizado (Novales, 1993; Baltagi, 1995).

En la columna correspondiente a la estimación (9) aparece también el contraste de igual-

presión:

$$W = \chi^2[k] = [B_{MCO} - B_{MCG}]' \cdot \Sigma^{-1} \cdot [b_{MCO} - b_{MCG}]$$

donde Σ es la diferencia entre la matriz de varianzas-covarianzas (excluidas las ordenadas en el origen) del modelo de efectos fijos y la del modelo de efectos aleatorios. W se distribuye como una χ^2 con grados de libertad igual al número de variables explicativas.

dad de términos independientes ($F_{ai=a}=88,06$)³². Claramente, el supuesto de homogeneidad de las ordenadas en el origen es rechazado por los datos, lo que avala la necesidad de incluir efectos individuales que absorban la heterogeneidad entre las CC.AA.

En lo que se refiere a la homogeneidad de los coeficientes de las variables explicativas ($F_{bi=b}$), el contraste correspondiente muestra que la igualdad de pendientes puede ser un supuesto un tanto restrictivo: el valor del estadístico-F supera en todos los casos los valores críticos a los niveles habituales de significación. Sin embargo, la dimensión del panel utilizado desaconseja la estimación individual, al tiempo que los valores que adopta el estadístico tampoco son excesivos. En definitiva, resulta necesario remarcar en mayor medida de lo habitual que la estimación con datos de panel debe entenderse como un intento de aproximar efectos promedio para las unidades analizadas.

Hemos investigado también la posible existencia de heterocedasticidad por grupos. Para ello, recurrimos a un test de multiplicadores de Lagrange³³. El valor del mismo (60,64) supera ampliamente el valor crítico correspondiente al

³² El contraste de homogeneidad de ordenadas en el origen se realiza mediante el estadístico:

$$F = \frac{S_3 - S_2 / [(p-1)]}{S_2 / (T - k - p)}$$

mientras que para el contraste de homogeneidad de los coeficientes angulares (pendientes) se utiliza el estadístico:

$$F = \frac{S_2 - S_1 / [(p-1)] \cdot k}{S_1 / [T - p \cdot (k+1)]}$$

donde S_1 es la suma de cuadrados de los residuos (SCE) de todas las regresiones individuales; S_2 es la SCE del modelo con efectos fijos; S_3 es la SCE suponiendo homogeneidad en las ordenadas en el origen y pendientes; p es el número de individuos incluidos en la muestra; k el número de variables explicativas; y, en fin, T el tamaño del panel. Los dos estadísticos se distribuyen como una F de Snedecor con los

1 % de significación, lo que pone de relieve que efectivamente existe un problema de heterocedasticidad en la estimación. No obstante, la corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada de la muestra —mediante la ponderación de las observaciones con la varianza estimada para cada individuo— no altera los resultados de forma sustancial (estimación 11).

Hemos repetido el proceso anterior utilizando otras clasificaciones del capital público. Así, la distinción entre capital básico de transportes (gt) y resto del capital básico ($gbnt$) conduce a unos resultados en principio llamativos (estimación 12). La elasticidad-producto del primero (0,05) es muy inferior a la del segundo (0,13), mientras que el social deja de ser significativo. La explicación puede encontrarse en que el capital público en transportes territorializado excluye el ferroviario y, en menor medida, en que muchas Comunidades son interiores y, por tanto, carecen de puertos. Es por ello que optamos por establecer una distinción alternativa entre capital público en carreteras (gc) y resto de capital básico ($gbnc$)³⁴. La elasticidad del primero resulta ser muy elevada (0,22), mientras que la del segundo pasa a ser de 0,05. El capital social tampoco se muestra significativo en este caso (estimación 13).

grados de libertad en el numerador y en el denominador que aparecen en las respectivas expresiones del estadístico. Si su valor es superior al nivel crítico correspondiente se aceptaría la hipótesis de homogeneidad que se contrasta.
³³ Véase Greene (1997): El estadístico correspondiente adopta la expresión:

$$LM = \frac{T}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \left[\frac{s_i^2}{s^2} - 1 \right]^2$$

donde T es el número de observaciones por individuos; S^2 es la varianza estimada para el panel y S_i^2 es la varianza estimada para cada uno de los n individuos. El estadístico se distribuye como una χ con $n-1$ grados de libertad.

³⁴ Al incluir las autopistas, la elasticidad de este tipo de infraestructuras se reducía notablemente. Véanse a este respecto los resultados obtenidos en el trabajo de Argimón y González-Páramo (1997).

A partir de aquí, los resultados (estimaciones 14 a 17) difieren de los que obtuvimos antes. En cuanto incorporamos como regresores adicionales el capital humano y el progreso tecnológico, las infraestructuras reducen su importancia a la hora de explicar la evolución de la renta regional; pero el capital público en carreteras sigue siendo marginalmente significativo en la estimación (16). De hecho, al corregir la heterocedasticidad en la sección cruzada (estimación 17), éste eleva ligeramente su impacto hasta una elasticidad de 0,07 y, lo que es más importante, pasa a ser significativo al 5 %.

Por último, probamos a contrastar la existencia de efectos desbordamiento para los distintos componentes del capital público en transportes, para el cual, *a priori*, habrían de manifestarse con mayor intensidad. Efectivamente, al incorporar las carreteras de las CC.AA. adyacentes a la dotación de cada región (gcd)³⁵, la elasticidad de este tipo de infraestructuras asciende hasta 0,30 (estimación 18). No obstante, en este caso la inclusión de regresores adicionales (estimaciones 19 a 22) reduce la significatividad del capital público por debajo de niveles aceptables, aun cuando corriamos la heterocedasticidad por grupos. Cabe subrayar que (gcd-l) pierde su significatividad sólo al incluir el capital humano en la regresión (estimación 19).

El valor que adopta el coeficiente de correlación de primer orden de los residuos en todas las estimaciones pone en evidencia la existencia de autocorrelación, situación en la que el estimador MCO pierde parte de sus buenas propiedades³⁶. La magnitud de dicho parámetro se ha calculado mediante el siguiente estimador consistente para datos de panel (Greene, 1997):

$$r^{*k} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it} \cdot e_{it-1}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it}^2}$$

donde e son los residuos de la estimación por mínimos cuadrado ordinarios. La hipótesis de un D común es una restricción obligada por la dimensión temporal de la muestra y la necesidad de disponer de suficiente información para obtener una estimación razonable del parámetro. No obstante, comprobamos que los r individuales tendían a situarse en torno al r común.

Dados los valores que muestra el coeficiente de autocorrelación, habría que descartar la presencia de raíces unitarias en los residuos y por tanto aceptar la validez de la estimación en niveles. No obstante, siendo $D(e_{it})$ la primera diferencia del residuo de la Comunidad i en el período t y e_{it} su nivel, al calcular la regresión:

$$D(e_{it}) = a - b e_{it-1} + \text{res}_{it}$$

obtuvimos un estadístico-t para el parámetro b superior a 10 en todos los casos. Siguiendo a Raymond y Mauleón (1997), este resultado podría tomarse como evidencia suficiente para rechazar que b sea cero y, por tanto, que el coeficiente de autocorrelación sea unitario y la especificación en primeras diferencias la adecuada.

Por otro lado, con un ρ próximo a 0,4 en las especificaciones más completas y dado el reducido tamaño temporal de la muestra (14 observaciones), no parece necesario ni recomendable volver a estimar para corregir la autocorrelación y, por tanto, podríamos dar por válidos los resultados previos. Sin embargo, para contrastar su robustez, ensayamos ambas posibilidades: la estimación por mínimos cuadrados en niveles y

tes nos referimos. Al estimar el modelo permitiendo la variabilidad de las pendientes, el coeficiente de autocorrelación era inferior a 0,2 en todos los casos. De hecho, la simple introducción de tendencias temporales individuales reducía el coeficiente hasta valores próximos al 0,3.

³⁵ Dada la existencia de dos archipiélagos—sin regiones adyacentes—y que las variables aparecen en logaritmos, no es posible introducir el nuevo componente de forma separada.

³⁶ La explicación a la existencia de autocorrelación encuentra en la heterogeneidad individual de las pendientes a las que an-

corrección de la autocorrelación y la estimación del modelo en primeras diferencias.

En el primer caso, impusimos un proceso AR(1) común; si bien las conclusiones no variaban sustancialmente al introducir procesos autorregresivos individuales. Por su parte, y a pesar de que los resultados de la estimación en niveles permitan rechazar esta hipótesis, podemos introducir la simplificación de que el coeficiente de autocorrelación serial es unitario y proceder a estimar el modelo en incrementos (Raymond, 1996). La diferencia fundamental con las regresiones de la tabla n.º 4 era la pérdida de significatividad estadística de las variables de control *c* y *ag*, así como el aumento de la elasticidad para el capital humano, sobre todo al corregir la autocorrelación en la estimación en niveles ³⁷.

A fin de examinar la posibilidad de que el capital público y el humano presentaran problemas de simultaneidad, recurrimos al test de exogeneidad de Hausman ³⁸. Los valores obtenidos, que aparecen en la tabla n.º 5, no permiten rechazar la hipótesis nula. La aplicación de un test de causalidad tipo Granger sobre las variables en primeras diferencias—cuyos resultados no hemos incluido en el texto—mostraba que ésta iba desde el capital humano a la productividad, pero no al contrario. No obstante, tal conclusión está lógicamente condicionada por la reducida dimensión temporal del panel.

Como alternativa a la tendencia temporal que recoge el progreso tecnológico, hemos utilizado un indicador de capital en investigación y desa-

³⁷ Al estimar en primeras diferencias, los coeficientes de correlación de primer orden de los residuos se situaban en todos los casos entre -0,10 y -0,25.

³⁸ Véase Hausman (1978). El contraste se realiza en dos etapas. En la primera, se efectúa una regresión de la variable cuya exogeneidad queremos comprobar sobre sus propios retardos y los valores retardados del resto de las variables que aparecen en el modelo (endógena y exógenas). En la segunda etapa, se incluyen los residuos de la estimación anterior como variable exógena adicional en la

Tabla 5
Contraste de exogeneidad de Hausman

| | F | t |
|--------|------|-------|
| (h-l) | 0,51 | 0,72 |
| (ks-l) | 0,13 | 0,36 |
| (kb-l) | 1,39 | -1,18 |

El contraste se realiza sobre la estimación (11) de la tabla n.º 4.

rollo para el conjunto de la economía española. Proceder aceptable bajo el supuesto de que la velocidad de difusión interregional del *output* de la investigación sea muy elevada ³⁹. El recurso a este tipo de indicadores es criticada debido al método de cálculo y, en especial, las tasas de depreciación que se han de emplear, así como por el problema de doble contabilización que genera su uso de forma conjunta con el capital físico (Fernández y Polo, 1997b). Empero, no parecen existir opciones mejores y, en todo caso, dado el papel que desempeña en las estimaciones que siguen, puede considerarse una forma de endogeneizar el progreso tecnológico razonablemente buena.

El capital tecnológico estimado por Fernández y Polo (1997b) parte de las cifras de gasto en I + D recogidas en la publicación de la OCDE: *Basic Science and Technology Statistics*. El stock acumulado en el año *t* es el existente al inicio del período calculado por el método del inventario permanente, determinándose el valor inicial mediante el procedimiento sugerido en su día por Griliches: $CT_0 = ID_0 / (g + \delta)$; donde *g* es la tasa de

regresión original (en este caso la estimación 11). Si los residuos se muestran significativos, se rechaza la hipótesis de exogeneidad y, por tanto, sería preciso estimar mediante variables instrumentales. Los valores que aparecen en la tabla n.º 31 son precisamente los estadísticos-t y F de nulidad de dicho parámetro. Hemos utilizado un sólo retardo de las variables, pero los resultados eran similares al emplear más.

³⁹ Véase al respecto de la Fuente (1996b) y Serrano (1998a).

crecimiento del gasto en I + D durante el período considerado e ID_0 la inversión realizada en el primer año para el que se dispone de datos. La tasa de depreciación (δ) empleada es del 5 % y las series se traducen en pesetas constantes mediante el deflador implícito del PIB. Fernández y Polo estiman series para el período 1967-91 y los sectores privado, público y total ⁴⁰.

Como las cifras se refieren al principio del año y el efecto de las actividades de I + D sobre la productividad dista de ser contemporáneo, hemos utilizado valores retardados un período (dos años) en las regresiones. Ello nos obliga a disponer de datos para 1962 y 1965. Dada la falta de información sistematizada para el gasto en I + D durante la primera mitad de la década de los sesenta y su tendencia creciente en el tiempo a partir de niveles muy bajos ⁴¹, hemos optado por extrapolar la serie de capital disponible aplicando la tasa de crecimiento media correspondiente al período 1967-69. Los resultados de las esti-

maciones econométricas eran muy similares al utilizar tasas de crecimiento menores.

Al emplear esta serie, se obtienen los resultados que aparecen en la tabla n.º 6, donde I + D es el logaritmo del capital tecnológico total ⁴². De los distintos conceptos de capital público, tan sólo el stock de carreteras y, marginalmente, el capital básico aparecen como estadísticamente significativos. Por su parte, el capital humano aumenta su efecto en relación a las estimaciones previas, al situarse su elasticidad-producto en el intervalo 0,15-0,20. El capital tecnológico presenta el signo esperado y una elasticidad entre 0,05 y 0,08. En cuanto al resto de los regresores, solamente la participación del VAB agrícola en el total se muestra significativa.

En conjunto, los resultados presentados ponen en cuestión los ofrecidos en buena parte de los trabajos que revisamos anteriormente. La omisión de variables relevantes como el capital

Tabla 6
Estimaciones con capital tecnológico. Estimación con efectos fijos y corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada

| | | | |
|-------------|----------------|----------------|----------------|
| (k-l) | 0,39 (8,70) | 0,42 (9,07) | 0,41 (8,85) |
| (gb-l) | 0,04 (1,45) | | |
| (gs-l) | -0,02 (-0,65) | -0,02 (-0,73) | -0,02 (-0,64) |
| (gc-l) | | 0,09 (2,59) | |
| (gcd-l) | | | -0,02 (-0,40) |
| (gbnc-l) | | -0,008 (-0,34) | -0,04 (-1,65) |
| (h-l) | 0,18 (7,89) | 0,16 (6,11) | 0,19 (6,42) |
| I + d | 0,07 (2,54) | 0,05 (1,88) | 0,08 (2,69) |
| ag | -0,001 (-1,02) | -0,003 (-2,31) | -0,003 (-2,01) |
| cu | 0,17 (1,24) | 0,15 (1,09) | 0,10 (0,72) |
| R2 ajustado | 0,982 | 0,983 | 0,982 |
| SE | 0,059 | 0,058 | 0,059 |
| T | 238 | 238 | 238 |

Notas: Entre paréntesis aparece el estadístico t del respectivo coeficiente. R2 ajustado es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones.

⁴⁰ Agradecemos a los autores su amabilidad al poner a nuestra disposición estos datos.

⁴¹ El dato existente para 1964 nos informa de un gasto equivalente tan sólo a un 0,2 % del PIB (Sanz, 1997).

⁴² Los coeficientes de correlación lineal entre el logaritmo del capital tecnológico total, el privado y el público son superiores a 0,998. Consecuentemente, no resulta recomendable incorporar de forma separada los componentes público y privado.

humano y el progreso tecnológico provoca que los estimadores mínimo-cuadráticos no sean estimadores insesgados de los efectos individuales de cada variable sino que lo sean de otros parámetros⁴³. Sesgo que, en nuestro caso, sería al alza y conduciría, por tanto, a una sobreestimación del efecto del capital público. Y aunque parece muy razonable pensar que las elasticidades calculadas en otras investigaciones pueden estar efectivamente *infladas* debido a errores de especificación, podría ser también que existiese una excesiva multicolinealidad que invalidara nuestras conclusiones.

La multicolinealidad debe considerarse un problema grave cuando el coeficiente de determinación de la regresión conjunta es inferior a alguno de los coeficientes de determinación individuales resultantes de la regresión de cada una de las variables explicativas sobre las restantes (Klein, 1962; Greene, 1997). Tomando como referencia la estimación (7) en niveles⁴⁴, tenemos un R² conjunto de 0,984, mientras que los R² que proporciona la regresión de cada una de las variables independientes respecto a las demás son: 0,970; 0,986; 0,972; 0,964 y 0,940. En los tres primeros casos el coeficiente individual es muy alto y, de hecho, el correspondiente a la regresión del capital humano sobre capital público social y productivo y tendencia supera ligeramente al coeficiente conjunto. Una situación similar se da cuando sustituimos la tendencia tem-

poral por el capital tecnológico. Por consiguiente, hemos de aceptar que las estimaciones que se recogen en la tablas n.º 4 y 6 podrían adolecer de un problema de multicolinealidad en aquellos casos en que se introducen simultáneamente los tres.

Ante esta situación se plantean distintas posibilidades. La primera de ellas pasa por eliminar o sustituir las variables responsables del problema. Como alternativa, se encuentran la utilización de métodos de estimación *ad hoc*—regresión *cresta* o *componentes principales* (Novales, 1993)— y el recurso a estimaciones extrínsecas de alguno de los parámetros. Desafortunadamente, la metodología econométrica señalada presenta limitaciones importantes y los resultados que de ella se deriva son difíciles de interpretar (Greene, 1997). Nos quedan, pues, las otras opciones.

En primer lugar, podemos excluir alguna de las variables que generan el problema. Suprimiendo el capital humano, el R² conjunto pasa a ser de 0,983 y los de las regresiones individuales 0,942; 0,959; 0,965 y 0,966, por lo que el grado de multicolinealidad se reduciría hasta niveles aceptables y, si bien las regresiones de la tabla n.º 4 en las que no aparece el capital humano podrían adolecer de un sesgo por omisión del mismo, serían válidas atendiendo a la regla antes señalada⁴⁵. No obstante, tampoco en este caso el

⁴³ Siguiendo a Guisán (1997), si el verdadero modelo es:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1t} + \beta_2 \cdot x_{2t} + \dots + \beta_k \cdot x_{kt} + \varepsilon_{it}$$

y omitimos la variable x_{kt} , que mantiene una relación con las demás del tipo:

$$x_{kt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_{1t} + \alpha_2 \cdot x_{2t} + \dots + \alpha_k \cdot x_{k-1,t} + v_{it}$$

sustituyendo ésta en la anterior, tendríamos:

$$y_{it} = \beta_0^* + \beta_1^* \cdot x_{1t} + \beta_2^* \cdot x_{2t} + \dots + \beta_k^* \cdot x_{kt} + \varepsilon_{it}^*$$

siendo

$$\beta_i^* = \beta_i + \beta_k \cdot \alpha_i \quad \text{y} \quad \varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + \beta_k \cdot v_{it}$$

⁴⁴ r y lcu no plantean problemas de colinealidad con el resto de los regresores. De hecho, su inclusión tiende a elevar

la elasticidad del capital público y a incrementar su significatividad estadística. La estimación en niveles sin corrección de la autocorrelación es la habitual en la literatura y el modelo en diferencias es claramente rechazado por los datos.

⁴⁵ Lo que, por supuesto, no quiere decir que la multicolinealidad haya desaparecido totalmente. Si se trata de estimar la ecuación:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1t} + \beta_2 \cdot x_{2t} + \beta_3 \cdot x_{3t} + \varepsilon_{it}$$

la varianza estimada de β_4 puede expresarse como:

$$[\text{Var}(b_4)] = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum_t (x_{4t} - \bar{x}_4)^2 \cdot (1 - R_4^2)}$$

capital básico o el social aparecen como estadísticamente significativos (estimación 8) —y lo mismo ocurría con el capital en transporte. La corrección de la heterocedasticidad por grupos no modificaba los resultados. Por el contrario, la elasticidad del capital público en carreteras es positiva (0,10) y significativa (estimación 23), y la de las carreteras con efectos desbordamiento algo inferior (0,09) y con una significatividad estadística aceptable tan sólo al 10 %. El resto del capital básico no era significativo. Al corregir la heterocedasticidad en la sección cruzada, la significatividad aumentaba en el caso del capital en carreteras pero se reducía al incorporar los efectos desbordamiento.

En definitiva, la sola inclusión de una tendencia temporal que aproxima el progreso tecnológico de las regiones españolas convierte en no significativo al capital básico y social, pero el stock de carreteras es importante para explicar la evolución de la producción; en una cuantía no obstante inferior a la que se deriva de otros trabajos ⁴⁶.

Una segunda vía para mitigar la multicolinealidad es la utilización de un indicador de capital humano alternativo al porcentaje de población

donde R^2 es el coeficiente de regresión de la variable x_4 respecto al resto de las exógenas. Si x_4 fuera ortogonal al resto, su varianza vendría dada por:

$$[\text{Var}(b_4)]^* = \frac{\sigma_e^2}{\sum_i (x_{4i} - \bar{x}_4)^2}$$

por lo que podemos definir un coeficiente de inflación de varianza, de expresión:

$$\text{CIV}(b_4) = \frac{\text{Var}(b_4)}{[\text{Var}(b_4)]^*} = \frac{1}{1 - R^2}$$

Con un R^2 igual a 0,9 el coeficiente sería cinco veces superior al caso en que R^2 es igual a 0,5, y es diez veces superior cuando se alcanza el 0,95. Agradecemos al profesor Raymond sus comentarios a este respecto.

⁴⁶ Alternativamente, podríamos excluir la tendencia en vez del capital humano. En tal caso, el coeficiente de determina-

ocupada con, al menos, estudios medios. Al emplear el porcentaje de población ocupada con estudios universitarios, el coeficiente de determinación de la regresión conjunta era de 0,984, mientras que los individuales eran 0,942; 0,966; 0,971 y 0,982; en este último caso, cuando la variable explicada era el capital humano. Como se aprecia, la colinealidad se corrige ligeramente. Las regresiones efectuadas empleando esta definición alternativa de la variable capital humano no aportaban nada nuevo, motivo por el que no las incluimos en el texto.

Queda por último el recurso a estimaciones extrínsecas de los parámetros de interés. Dado que la mayor parte de las disponibles adolecen probablemente del sesgo que queremos evitar, hemos optado por realizar un análisis de sensibilidad utilizando diferentes supuestos sobre los valores de los parámetros correspondientes a t (β_2) y al capital humano por trabajador (β_5), las dos variables que muestran un mayor colinealidad entre sí. En concreto, supondremos que β_2 adopta los valores 0; 0,01 y 0,02 y β_5 los valores 0; 0,05; 0,10 y 0,15. Tomamos como punto de referencia la estimación (11) de la tabla n.º 4. Los resultados se muestran en la tabla n.º 7 ⁴⁷.

ción conjunto sería 0,983, mientras que los individuales serían 0,939; 0,958; 0,973 y 0,980. Aunque estos son menores que el primero, la corrección de la multicolinealidad sería inferior que cuando eliminamos el capital humano. Si diéramos por buenos los resultados que se derivan de esta opción, habría que fijarse en las estimaciones (5), (14) y (19) de la tabla n.º 4. Nuevamente, el capital social no resulta significativo pero sí el stock de carreteras. Por contra, en este caso no parecen existir efectos desbordamiento asociados a este tipo de infraestructura. Por lo que respecta al capital básico, la evidencia sería ahora algo más favorable. La estimación (5) apunta a una elasticidad para el mismo de 0,05; estadísticamente significativa al 10 %.

⁴⁷ Como ya hemos señalado, la inclusión de l_{cu} y r como regresores tiende a elevar la elasticidad del capital público y a aumentar su significatividad estadística. bajo el supuesto de que $\beta_2 = 0$ y $\beta_5 = 0$ y excluyendo aquéllas, la elasticidad del capital básico era de 0,14 y la del social 0,04, si bien la significatividad en este último caso era tan sólo marginal (el estadístico t correspondiente era 1,4).

Tabla 7
Efectos del capital público bajo distintos supuestos sobre la influencia del progreso técnico y el capital humano

| | (kb-l) | (ks-l) | (kt-l) | (kc-l) | (kd-l) |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|
| $\beta_2=0 \beta_5=0$ | 0,15 | 0,05 | 0,04 | 0,22 | 0,28 |
| $\beta_2=0 \beta_5=0,05$ | 0,13 | — | 0,03 | 0,19 | 0,22 |
| $\beta_2=0 \beta_5=0,10$ | 0,1 | — | — | 0,16 | 0,16 |
| $\beta_2=0 \beta_5=0,15$ | 0,07 | — | — | 0,12 | 0,11 |
| $\beta_2=0,01 \beta_5=0$ | 0,09 | — | — | 0,15 | 0,17 |
| $\beta_2=0,01 \beta_5=0,05$ | 0,07 | — | — | 0,11 | 0,11 |
| $\beta_2=0,01 \beta_5=0,10$ | 0,05 | — | — | 0,08 | 0,06 |
| $\beta_2=0,01 \beta_5=0,15$ | — | — | — | 0,04 | — |
| $\beta_2=0,02 \beta_5=0$ | — | — | — | 0,06 | 0,05 |
| $\beta_2=0,02 \beta_5=0,05$ | — | -0,04 | — | — | — |
| $\beta_2=0,02 \beta_5=0,10$ | — | -0,05 | — | — | -0,05 |
| $\beta_2=0,02 \beta_5=0,15$ | — | -0,07 | -0,03 | — | -0,11 |
| $\beta_2=0,01487 \beta_5=0,1773$ | — | -0,05 | — | — | -0,08 |

Notas: Las simulaciones se obtienen a partir de la estimación de (11) en niveles e introduciendo las restricciones recogidas en la primera columna. Tan sólo aparecen las elasticidades significativas al 10 % o menos.

Tal y como era de esperar, cuanto mayor es el impacto supuesto del capital humano y el progreso tecnológico, menor es el efecto que ejerce el capital público. El capital social (ks) deja de ser significativo al postular siquiera elasticidades del 0,05 para el capital humano o un progreso tecnológico del 1 % anual. De hecho cuando $\beta_2 = 0$ y $\beta_5 = 0$, el capital social sólo es significativo al 10 %. Una pauta semejante se da en el caso del capital público en transportes.

Suponiendo un progreso tecnológico del 1 % anual, la elasticidad del capital básico (kb) tendría un tope en 0,09, mientras que las carreteras (kc) un máximo en 0,15; y en 0,17 si tenemos en cuenta los efectos desbordamiento (kcd). A partir de aquí, los valores se reducen a la mitad si suponemos también que el capital humano presenta una elasticidad-producto del 0,1. La combinación de ritmos de progreso tecnológico superiores al 1 % anual y elasticidades para el capital humano mayores a 0,10 conducen rápidamente a la no significatividad del capital público, que llega incluso a adoptar valores negativos.

¿Son razonables estas magnitudes para β_2 y β_5 ? Gorostiaga (1997) supone en sus estimaciones que $\beta_2=0,02$ —hipótesis generalmente aceptada en la literatura sobre el crecimiento—, mientras que Bajo y Sosvilla (1996) encuentran un límite inferior para la elasticidad del capital humano respecto al crecimiento de la economía española del 0,14. De hecho, las elasticidades para el capital humano recogidas en la tabla n.º 4 superan el 0,10 y la media se encontraría alrededor de 0,15. Por su parte, de la Fuente (1996b) encuentra valores de 0,01487 y 0,1773 para β_2 y β_5 , respectivamente. Dándolos por buenos, la elasticidad de todas las definiciones de capital público sería cero o negativa (véase la última fila de la tabla n.º 7).

Las principales conclusiones que se derivan del análisis efectuado hasta aquí son las siguientes:

— El capital social no ejerce un efecto significativo sobre la producción regional; cuando menos si optamos por un marco de función de producción agregada y se reconoce la existencia de

efectos, siquiera mínimos, del progreso tecnológico y el capital humano.

– La elasticidad-producto del capital público básico es claramente inferior a la presentada en buena parte de la literatura. A la luz de las estimaciones recogidas en la tabla n.º 4 uno concluiría que es prácticamente nula y que las conclusiones obtenidas en otros trabajos vendrían explicadas por la omisión del capital humano y el progreso tecnológico. Una excepción a esta regla la constituiría el *stock* de carreteras, que alcanza elasticidades situadas entre 0,06 y 0,07.

– Sin embargo, es posible que exista un problema de multicolinealidad entre las variables explicativas, que desvirtúa esta interpretación. Si a fin de evitarlo excluimos al capital humano de las estimaciones, tanto el capital social como el básico en su conjunto siguen sin resultar significativos, pero el *stock* de carreteras disfrutaría de elasticidades próximas a 0,10.

– El capital humano se muestra altamente significativo y con elasticidades semejantes a las obtenidas en trabajos previos, en el rango 0,11–0,20 según la especificación que se adopte. Empero, estos valores hay que tomarlos con las debidas cauciones. Es complicado separar los efectos del capital humano y del progreso tecnológico, habida cuenta de la colinealidad entre el primero y la tendencia temporal.

– Al aproximar el progreso tecnológico mediante el capital en $I + D$ para el conjunto de la economía española, en vez de hacerlo mediante una tendencia temporal (tabla n.º 6), el capital social sigue sin ser relevante; el capital básico aumenta su significatividad, pero sin llegar a los niveles habituales (el estadístico- t es de 1,45); el *stock* de carreteras aumenta su elasticidad-producto (y significatividad) hasta 0,09; y, en fin, los efectos desbordamiento desaparecen. Por su parte, la acumulación de capital tecnológico tiende a mostrarse significativo y, por tanto,

importante para entender la dinámica productiva del conjunto de las regiones españolas.

– Dando por válidas las estimaciones obtenidas y utilizadas en otros trabajos para el capital humano y el progreso tecnológico, el capital público gozaría de un impacto y significatividad estadística muy limitada. Valores superiores a límites razonables como son una elasticidad del primero del 0,10 y un ritmo de progreso tecnológico del 1 % anual implican la práctica desaparición de los efectos positivos del capital público (tabla n.º 7).

En resumidas cuentas, los resultados anteriores ponen en cuestión el elevado impacto concedido al capital público en investigaciones previas. Ni el capital social ni el capital en transportes resultan significativos una vez que se incorporan regresores importantes a las estimaciones, como son el capital humano y el progreso tecnológico. Por lo que respecta al conjunto del capital básico, sólo en algún caso y marginalmente resulta estadísticamente significativo. Por contra, el *stock* acumulado de inversiones en carreteras sí se muestra relevante, incluso en el caso de las especificaciones econométricas más completas. Sin embargo, su elasticidad no superaría el 0,10 y la evidencia sobre los efectos desbordamiento de este tipo de infraestructura dista de ser concluyente.

La heterogeneidad de las economías regionales españolas—que queda patente en la autocorrelación y heterocedasticidad que distorsionan las estimaciones—y las hondas transformaciones experimentadas a lo largo del período 1964-91 aconsejan interpretar con el debido cuidado estos resultados y pone en evidencia la necesidad de profundizar en el análisis más desagregado, tanto en el tiempo como en el espacio. Aunque la disponibilidad de datos es una barrera difícil de franquear, en lo que sigue tratamos de avanzar en esta dirección.

A fin de analizar la estabilidad estructural del modelo y la posible existencia de rendimientos decrecientes del capital público, hemos estimado el mismo partiendo la muestra en dos en su dimensión temporal; lo que proporciona sendos períodos de 7 observaciones bienales cada uno 1964-77 y 1979-91. Al proceder de esta manera se pierden muchos grados de la libertad; sin olvidar que el estimador de efectos fijos centra su atención en las variaciones muestrales dentro de cada individuo (*within-groups*) más que en la variación entre individuos (*between-groups*), lo que agrava si cabe el coste de reducir la dimensión temporal del panel. Consecuentemente, resulta necesario recurrir a especificaciones con un número de regresores limitado y prestar especial atención a la multicolinealidad.

En este sentido, comprobamos que, en efecto, la colinealidad del capital humano con el capital público y el progreso tecnológico era más

elevada que en las estimaciones con el panel completo, lo que hizo que optáramos por excluirlo. También dejamos fuera de la especificación el capital social y, en un principio, las dos variables de control antes utilizadas (*cu* y *ag*). En definitiva, inicialmente estimamos una ecuación en la que tan sólo aparecen como variables exógenas el capital productivo privado, el capital público básico y la tendencia temporal (tabla n.º 8).

Lo primero que llama la atención de las estimaciones recogidas en la tabla n.º 8 es la mayor elasticidad y significatividad estadística del capital público básico cuando se utilizan submuestras en vez del panel completo, lo que pone evidencia la existencia de heterogeneidad en la dimensión temporal de la muestra —si bien ha de tenerse presente que ahora las observaciones por individuo son únicamente siete—. De los resultados, no puede inferirse la existencia de rendimientos decrecientes del capital básico. Antes

Tabla 8
Estimaciones con panel partido. Modelo de efectos fijos con corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada

| Período | 1964-77 | 1979-91 | 1964-91 | 1964-77 | 1979-91 | 1964-91 |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|------------------|-------------------|
| (k-l) | 0,60 (11,40) | 0,38 (4,78) | 0,48 (16,32) | 0,51 (7,86) | 0,44 (5,80) | 0,38 (10,32) |
| (gb-l) | 0,04 (1,00) | 0,08 (1,48) | 0,01 (0,45) | 0,07 (1,49) | 0,11 (1,99) | 0,02 (0,85) |
| t | 0,007 (1,49) | 0,022 (6,84) | 0,018 (9,77) | 0,006 (1,21) | 0,020 (5,79) | 0,019 (10,26) |
| ag | | | | -0,006 (-2,50) | 0,0005 (0,13) | -0,006 (-4,45) |
| cu | | | | 0,06 (0,52) | 0,78 (2,88) | 0,20 (1,78) |
| R ² | 0,974 | 0,956 | 0,981 | 0,975 | 0,957 | 0,982 |
| SE | 0,057 | 0,055 | 0,606 | 0,056 | 0,055 | 0,059 |
| T | 119 | 119 | 238 | 119 | 119 | 238 |

Notas: R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones.

al contrario, éste tiende a mostrarse con mayor significatividad estadística en el segundo período, con elasticidades cercanas al 0,10 y compatibles con la tabla n.º 7, si se tiene en cuenta que el parámetro correspondiente a la tendencia es mucho más alto y significativo en el segundo período que en el primero. Situación que sugiere una intensificación del efecto del progreso tecnológico —entendido en sentido amplio— con el paso del tiempo.

Es asimismo reseñable el comportamiento opuesto de las variables de control. La transformación de la estructura productiva parece ser un factor más importante en el período 1964-77; resultado razonable habida cuenta de la intensa reducción del peso del sector agrícola que se produce a lo largo de esos quince años. Por su parte, el grado de utilización de la capacidad productiva se revela como una variable relevante en el segundo período, durante el cual la economía española experimenta, de forma sucesiva, una

crisis grave y una breve pero vigorosa expansión. De ahí que al controlar los efectos del ciclo, la elasticidad del capital privado converja sustancialmente entre períodos.

Probamos también a estimar el modelo introduciendo efectos temporales específicos a fin de absorber parte de esta heterogeneidad en el tiempo (Balmaseda, 1996a). Como ya apuntamos en un capítulo previo, una justificación a tal estrategia podría encontrarse en la idea de que el efecto del cambio tecnológico varía de período en período. Así pues, sustituimos las variables explicativas del modelo comunes para todos los individuos de la muestra — t , cu e $I + D$ — por variables ficticias temporales (tabla n.º 9).

En las tres primeras columnas de la tabla se incluye el capital humano, si bien el coeficiente de determinación de éste sobre el resto de los regresores era superior a 0,99 en el primer caso y a 0,995 en los otros dos, lo que arroja serias du-

Tabla 9
Estimaciones con efectos temporales específicos. Modelo de efectos fijos con corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada

| Período | 1964-91 | 1964-77 | 1979-91 | 1964-91 | 1964-77 | 1979-91 |
|----------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| (k-l) | 0,50 (12,86) | 0,52 (6,40) | 0,27 (3,73) | 0,54 (13,76) | 0,59 (10,80) | 0,48 (6,30) |
| (gb-l) | 0,05 (2,57) | 0,09 (2,22) | -0,06 (-1,71) | 0,06 (2,64) | 0,08 (2,14) | 0,08 (2,21) |
| ag | -0,003 (-2,49) | 0,001 (-0,41) | 0,008 (2,74) | -0,005 (-3,93) | -0,002 (-0,90) | 0,0003 (0,09) |
| (h-l) | 0,08 (3,12) | 0,07 (1,27) | 0,29 (6,32) | | | |
| R ² | 0,988 | 0,978 | 0,979 | 0,988 | 0,978 | 0,978 |
| SE | 0,048 | 0,052 | 0,038 | 0,048 | 0,052 | 0,039 |
| T | 238 | 119 | 119 | 238 | 119 | 119 |

Notas: R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones.

das sobre la validez de los parámetros estimados y aconseja volver a estimar tras la eliminación la variable causante de la multicolinealidad. Los resultados son los que se muestran en las columnas cuatro a seis, que corresponderían a las columnas cuatro a seis de la tabla anterior. Ahora, el capital público resulta ser más significativo, destacando también la pérdida de significatividad estadística de ag para el primer período. No obstante, estas conclusiones adolecen no sólo de la exclusión del capital humano, como antes, sino también de que los efectos temporales desempeñan una doble misión: controlar los efectos del ciclo económico y aproximar el progreso tecnológico a largo plazo; lo que debilita su po-

tencial para cumplir este segundo objetivo ⁴⁸. Ambos elementos nos llevan nuevamente al problema de omisión de variables relevantes que está en la base de nuestra argumentación.

En la tabla n.º 10 se ofrecen los resultados de la estimación de una ecuación similar a las anteriores, pero en la que se separan las diecisiete Comunidades en dos grupos. La variable en la que nos hemos fijado ha sido el nivel de productividad que presentaban en 1964 y el criterio utilizado ha sido agrupar las ocho con mayor y menor productividad, asignando la que resta a aquél grupo del que se encuentra más próximo. Ello nos ha proporcionado las siguientes agrupacio-

Tabla 10
Estimaciones con panel partido. Modelo de efectos fijos con corrección de la heterocedasticidad en la sección cruzada (1964-1991)

| Grupo | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 |
|-------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| (k-l) | 0,35 (5,72) | 0,30 (4,62) | 0,34 (5,38) | 0,30 (4,77) | 0,28 (4,98) | 0,28 (4,29) |
| (gb-l) | 0,17 (2,36) | 0,25 (3,52) | 0,16 (2,22) | 0,21 (2,93) | -0,008 (-0,26) | -0,005 (-0,15) |
| (h-l) | | | 0,05 (1,21) | 0,08 (2,21) | | |
| t | 0,015 (4,36) | | 0,013 (3,02) | | 0,023 (8,85) | |
| i+d | | 0,13 (3,09) | | 0,09 (1,85) | | 0,22 (6,62) |
| ag | -0,004 (-1,77) | -0,006 (-2,39) | -0,003 (-1,40) | -0,004 (-1,56) | -0,009 (-4,14) | -0,009 (-3,79) |
| F _{bi=b} | 2,70 F _[28,72] | 2,73 F _[28,72] | 4,20 F _[35,64] | 4,47 F _[35,64] | 1,50 F _[32,81] | 1,83 F _[32,81] |
| R ² | 0,985 | 0,984 | 0,085 | 0,984 | 0,972 | 0,968 |
| SE | 0,054 | 0,056 | 0,054 | 0,056 | 0,059 | 0,065 |
| T | 112 | 112 | 112 | 112 | 126 | 126 |

Notas: R² es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; T es el número de observaciones. F_{bi=b} es el valor del estadístico-F de contraste de igualdad en la sección cruzada de las pendientes.

Grupo 1: Andalucía, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, Galicia y Murcia.

Grupo 2: Aragón, Baleares, Madrid, Cataluña, Cantabria, La Rioja, Navarra, país Vasco y Comunidad Valenciana.

⁴⁸ Por ejemplo, los coeficientes de las trece variables ficticias temporales correspondientes a la estimación que figura en la cuarta columna eran, por este orden: 0,04; 0,08; 0,09; 0,09;

0,09; 0,07; 0,08; 0,07; 0,17; 0,22; 0,26; 0,29 y 0,23; sucesión que no parece razonable asimilar al comportamiento más tendencial que cabe atribuir al progreso tecnológico.

nes. Por un lado: Andalucía, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Extremadura, Galicia y Murcia (grupo 1): Por otro: Aragón, Baleares, Cantabria, Cataluña, La Rioja, Madrid, Navarra, País Vasco, y la Comunidad Valenciana (grupo 2)⁴⁹. Aunque esta regla de clasificación es un tanto arbitraria, creemos que su resultado—la distinción entre Comunidades más productivas (ricas) y menos productivas (pobres)— es razonable y, en cualquier caso, las estimaciones no variaban sustancialmente al cambiar alguna de las regiones de grupo.

La primera cuestión que hay que destacar es que los contrastes de igualdad de pendientes tan sólo permiten no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad en el caso del grupo 2. Por consiguiente, los resultados para el grupo 1 han de ser interpretados con las debidas cautelas. Dada la reducción en los grados de libertad que supone trabajar con los nuevos paneles, hemos optado por dejar a un lado el capital social y el indicador de la capacidad productiva utilizada, limitándonos a utilizar un máximo de cinco variables explicativas.

En las columnas cinco y seis de la tabla n.º 10 aparecen las regresiones correspondientes al grupo 2. En ellas se excluye el capital humano dado el problema de multicolinealidad que generaba. Por tanto, el coeficiente que acompaña a la variable *proxy* del progreso tecnológico estaría recogiendo en parte los efectos de aquél. No obstante, aun en este caso el capital público básico no se muestra significativo. Por contra, la tendencia refleja un progreso tecnológico del 2,3 % anual. Es tentador explicar el elevado coeficiente para el capital tecnológico en la columna dos mediante el argumento de que las actividades de I + D se realizan mayoritariamente en las Comunidades que componen el grupo 2. Sin embargo, la elevada correlación estadística del capital tecno-

lógico y la tendencia temporal a lo largo de la muestra ponen en cuarentena esta interpretación.

Por lo que respecta al grupo 1, e insistiendo en los posibles problemas de heterogeneidad dentro del mismo, las cosas son bien distintas. El capital público sí resulta significativo, aun cuando se incluye simultáneamente el progreso tecnológico y el capital humano—que en este caso no da lugar a problemas de multicolinealidad atendiendo a la regla antes expuesta—. De hecho, las elasticidades para el capital humano son inferiores a las del conjunto de las regiones; el progreso tecnológico habría sido más lento que en las más ricas (1,5 % anual); y el capital tecnológico menos influyente.

A la luz de esta evidencia empírica, es sugerente concluir que en las regiones más pobres el efecto del capital público ha sido más fuerte que en las ricas. En éstas, la dinámica de la productividad vendría explicada, aparte de la acumulación de capital privado y la reducción del peso del sector agrícola, por el *progreso tecnológico* en términos genéricos, con un papel más relevante asignado al capital humano y al tecnológico.

En conclusión, estos resultados vienen a confirmar lo que ya sugerían los obtenidos previamente: las regiones españolas son muy diferentes unas de otras y la imposición de estructuras analíticas idénticas, temporal y espacialmente, puede no ser la estrategia más adecuada. En contrapartida, hay que reconocer que la información existente introduce restricciones severas a la hora de hacer un análisis más individualizado⁵⁰. La notable mejora que se está produciendo en la información estadística a nivel regional puede, en plazo breve, ofrecer un margen más amplio para el estudioso.

⁴⁹ Con los datos correspondientes a 1991, se intercambiaría de grupo a Canarias y Cantabria.

⁵⁰ Véase en este sentido Caramés y Lago (1998).

En particular, creemos que es necesario profundizar en el estudio de la rentabilidad social del capital público, sin perder de vista en ningún momento el hecho de que los análisis macro, como el realizado aquí, son complementarios, pero no

sustitutivos de las investigaciones a nivel micro sobre los efectos esperados y efectivos de los distintos proyectos de gasto. La importancia de éstas es, cuando menos, equiparable a la de los trabajos de ámbito agregado ⁵¹.

⁵¹ Véanse a este respecto los artículos de Ginés de Rus (1996) y Argimón y González-Páramo (1997).

IV. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos evaluado el impacto que sobre la producción privada regional ejerce la acumulación de capital público y humano. En el marco analítico que proporciona el concepto de función de producción agregada, hemos corroborado la existencia de un sesgo por omisión de variables relevantes en las elasticidades estimadas para el capital público en buena parte de los estudios previos. En particular, capital humano y progreso tecnológico son importantes para entender el crecimiento de las regiones; igual que ocurre cuando nos referimos al conjunto de la economía española (Fernández y Polo, 1997b). Dada la correlación en el tiempo entre los diferentes tipos de

capital, la exclusión del capital humano y el tecnológico de las estimaciones econométricas infla artificialmente el efecto de las infraestructuras. Aunque la elevada multicolinealidad entre los regresores hace difícil aislar el verdadero efecto de cada uno de ellos, nuestros resultados vienen a confirmar el importante papel desempeñado por el capital humano en los procesos productivos.

En cualquier caso, la heterogeneidad entre regiones, períodos y sectores hace del todo necesario profundizar en el estudio de la relevancia de este mecanismo. Para ello, es vital la mejora de la información estadística en el ámbito regional. En este sentido, la puesta en marcha de la base de datos SOPHINET, auspiciada por la Fundación BBV, supone un importantísimo paso adelante.

V. BIBLIOGRAFIA

Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics, Methods and Models*, Holanda: Kluwer Academic Publishers.

Argimón, I. y González-Páramo, J. M. (1997): «Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las CC.AA.: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia», en Pérez Touriño, E. (Dir.): *Infraestructuras y desarrollo regional: efectos económicos de la Autopista del Atlántico*, Madrid: Civitas, pp. 141-182.

Argimón, I.; González-Páramo, J. M.; Martín, M. J. y Roldán, J. M. (1994a): «Productividad e infraestructuras en la economía española», *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 207-241.

Arrow, K. J. y Kurz, M. (1970): *Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy*. Baltimore: John Hopkins Press.

Aschauer, D. A. (1989a): «Is Public Expenditure Productive?», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, pp. 177-200.

Aschauer, D. A. (1989b): «Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven», *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 13, pp. 17-25.

Aschauer, D. A. (1989c): «Does Public Capital Crowd Out Public Capital?», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, pp. 171-188.

Avilés, A.; Gómez, R. y Sánchez Maldonado, J. (1997): «Los efectos de la infraestructura pública sobre los costes, producción y demanda de las ramas de actividad españolas», Universidad de Málaga, mimeo.

Bajo, O. y Sosvilla, S. (1992): «Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case, 1964-1988», *Documentos de Trabajo*, n.º 9208, UNED.

Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): «Acumulación de capital público y actividad económica en España», *Hacienda Pública Española*, n.º 124, pp. 43-48.

Bajo, O. y Sosvilla, S. (1996): «El crecimiento económico en España, 1964-1993: algunas regularidades empíricas», *Papeles de Trabajo*, n.º 3/96, IEF.

Balmaseda, M. (1996a): «Production Function Estimates of the Rate of Return on Public Capital», *Documentos de trabajo*, n.º 9609, CEMFI.

Balmaseda, M. (1996b): «Simultaneity Bias and the Rate of Return to Public Capital», *Documentos de trabajo*, n.º 9608, CEMFI.

Baltagi, B. H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, West Sussex: Wiley & Sons.

Biehl, D. (1986): *The Contribution of Infrastructure to Regional Development. Final Report*. Luxemburgo: CEE.

Biehl, D. (1988). «Las infraestructuras y el desarrollo regional», *Papeles de Economía Española*, n.º 35, pp. 293-310.

Blázquez, J. y Sebastián, M. (1995): «Capital público y restricción presupuestaria gubernamental», *Documentos de trabajo*, n.º 9501, Banco de España. Servicio de Estudios.

Boscá, J. E.; Dabán, T. y Escribá, F. J. (1998): «Capital privado e infraestructuras en el sector industrial de las regiones españolas», *Documentos de trabajo*, n.º 98011, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Planificación y Presupuestos.

Cancelo, J. R. y Uriz, P. (1994): «Una metodología general para la elaboración de índices complejos de dotación de infraestructuras», *Revista de Estudios Regionales*, n.º 40, pp. 167-188.

Caramés, L. y Lago, S. (1998): «Capital público y productividad en las regiones españolas», *Cuadernos de Información económica*, n.º 136-137, pp. 79-86.

Caramés, L. y Lago, S. (1999): «La dinámica económica de las regiones españolas: 1960-1996», *Papeles y Memorias de la Real Academia de Ciencias Políticas y Morales*, n.º 4, en prensa.

Carreño, P.; Gil, A.; Piñeiro, J. M. y Tegel, M. J. (1992): «La dotación de infraestructuras sanitarias en las Comunidades Autónomas», *Documentos de trabajo*, n.º 92008, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Planificación.

Casetti, E. y Poon, J. (1995): «Econometric Models and Spatial Parametric Instability: Relevant Concepts and an Instability Index», en Anselin, L. y Floraz, R. (Eds.): *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlín: Springer, pp. 301-318.

Cooley, T. F. y Le Roy, S. F. (1985): «Atheoretical Macroeconometrics: A Critique», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, pp. 283-308.

Correa, M. D. y Manzanedo, J. (1993): «La dotación de infraestructuras sanitarias en las Comunidades Autónomas», *Documentos de trabajo*, n.º 93006, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Planificación.

Cuadrado, J. R. y otros (1990): *El crecimiento regional español ante la integración europea*, Madrid: Ministerio de Economía y Hacienda, Secretaría de Estado de Economía.

Cutanda, A. y Paricio, J. (1992a): «Infraestructura y crecimiento económico: el caso de las Comunidades Autónomas.», *Documentos de trabajo*, WP-EC 92-05, IVIE.

Cutanda, A. y Paricio, J. (1992b): «Infraestructura y crecimiento económico: un análisis regional», *Economistas*, n.º 52, pp. 372-375.

Cutanda, A. y Paricio, J. (1992c): «Crecimiento económico y desigualdades regionales: el impacto de la infraestructura», *Papeles de Economía Española*, n.º 51, pp. 83-101.

Cutanda, A. y Paricio, J. (1994): «Infrastructure and Regional Economic Growth: The Spanish Case», *Regional Studies*, Vol. 28 (1), pp. 69-77.

Dabán, T.; Díaz, A.; Escribá, F. J. y Murgui, M. T. (1996): «Estimaciones alternativas del stock de capital de la economía española», Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación Económica, mimeo.

Daban, T. y Murgui, M. J. (1997): «Convergencia y rendimientos a escala en las regiones españolas: la base de datos BD. MORES», *Cuadernos de Información Económica*, n.º 762, pp. 66-86.

De la Fuente, A. (1996a): «Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica», *Información Comercial Española*, n.º 757, pp. 25-40.

De la Fuente, A. (1996b): «Economía regional desde una perspectiva neoclásica», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 10, pp. 5-63.

De la Fuente, A. y Vives, X. (1995): «Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy: Evidence from Spain», *Economic Policy*, Vol. 20, pp. 11-51.

De la Fuente, A. y Vives, X. (1997): «Educación, infraestructuras y desigualdad regional», *Economistas*, n.º 74, pp. 350-358.

Delgado, M. J. (1998): «El capital Público en la economía española», *Estudios Europeos*, n.º 9, Madrid: Universidad Europea-CEES ediciones.

De Orellana-Pizarro, H. (1995): «Las infraestructuras de transporte y sus efectos sobre el desarrollo regional. Los indicadores de ade-

cuación», *Hacienda Pública Española*, n.º 135, pp. 97-118.

De Rus, G. (1996): «Infraestructuras, crecimiento regional y evaluación económica», *Papeles de Economía Española*, n.º 67, pp. 222-237.

Dolado, J. J. (1995): «Discussion» a de la Fuente y Vives (1995), *Economic Policy*, Vol. 20, pp. 40-43.

Dolado, J. J.; González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): «Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)», *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 81-119.

Draper, M. y Herce, J. A. (1993): «Infraestructuras», *Documento de trabajo*, n.º 93-07, FEDEA.

Drucker, P. (1989): «Factores positivos y negativos de la localización industrial. El punto de vista de la dirección», en VV.AA.: *Política regional en la Europa de los años 90*, Madrid: Secretaría de Estado de Hacienda. Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 339-346.

Fernández, M. y Polo, C. (1997a): «Análisis de la productividad privada del capital público», Fundación FUNCAS, mimeo.

Fernández, M. y Polo, C. (1997b): «Productividad del capital público en presencia de capital tecnológico y humano», Fundación FUNCAS, mimeo.

Flores, R. (1994): «Comentario» a Argimón y otros (1994), *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 246-251.

Flores, R.; Gracia, M. y Pérez, T. (1994): «Effects of Public Investment in Infrastructure on the Spanish Economy», *Documento de Trabajo*, n.º 9404, ICAE-Universidad Complutense.

Flores, R.; Gracia, M.; Pérez, T. y Vega, P. (1996): «Efectos de la inversión en infraes-

tructuras de telecomunicaciones sobre el crecimiento de la economía española: producción empleo e inversión», *Documento de Trabajo*, n.º 9614, ICAE-Universidad Complutense.

García, I.; Gil, C.; Pascual, P. y Rapún, M. (1996): «Una metodología multivariante para la ordenación de las infraestructuras regionales», *Comunicación presentada en la XXII Reunión de Estudios Regionales*, Universidad Pública de Navarra, Pamplona, 20-22 de noviembre.

García-Fontes, W. y Serra, D. (1994): «Capital público, infraestructura y crecimiento», en **Esteban, J.M. y Vives, X. (Dirs.)**: *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Barcelona: Instituto de Análisis Económico-CSIC, Volumen 2, pp. 451-477.

García-Milá, T. (1994): «Impacto de la inversión pública en el crecimiento económico», en Velarde, J.; García-Delgado, J. L. y Pedreño, A. (Dirs.): *El Estado en la economía española*, Madrid: Civitas, pp. 173-191.

García-Milá, T. y Marimón, R. (1996): «Integración regional e inversión pública en España», en Marimón, R. (Dir.): *La economía española: una visión diferente*, Barcelona: Antoni Bosch, pp. 197-256.

García-Milá, T.; McGuire, T. J. y Porter, R. H. (1996): «The Effects of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78 (1), pp. 177-180.

Gil, C.; Iraioz, B.; Pascual, P. y Rapún, M. (1997): «Distribución de fondos regionales: una aplicación del potencial de desarrollo», *Información Comercial Española*, n.º 762, pp. 111-124.

Gil, C.; Pascual, P. y Rapún, M. (1998): «Public Capital, regional Productivity and Spatial Spillovers», *Documentos de trabajo*, n.º 9811, Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra.

González-Páramo, J. M. (1995): «Infraestructuras, productividad y bienestar», *Investigaciones Económicas*, Vol. 19 (1), pp. 155-168.

Gorostiaga, A. (1997): «¿Cómo afectan el capital público y el capital humano al crecimiento?: Un análisis para las regiones españolas en el marco neoclásico». *Tesinas CEMFI*, n.º 9701, CEMFI.

Gramlich, E. M. (1994): «Infrastructure Investment: A Review Essay», *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, pp. 1176-1196.

Greene, W. H. (1997): *Econometric Analysis*, 3.ª edición, Nueva Jersey: Prentice-Hall.

Guisán, M. C. (1997): *Econometría*, Madrid: McGraw-Hill.

Hansen, N. (1965): «Unbalanced Growth and Regional development», *Western Economic Journal*, n.º 4, pp. 3-14.

Harcourt, G. C. (1975): *Teoría del capital (Una controversia entre los dos Cambridge)*, Barcelona: Oikos-Tau, 1975.

Hausman, J. (1978): «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251-1271.

Herce, J. A. (1994): «La política de infraestructuras: elementos para una política eficiente», en Velarde, J.; García-Delgado, J. L. y Pedreño, A. (Dir.): *El Estado en la economía española*, Madrid: Civitas, pp. 155-172.

Holtz-Eakin, D. y Schwartz, A. E. (1995): «Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways», *Working Papers*, n.º 5004, NBER.

Inglada, V. (1993): «El papel de las infraestructuras en la competitividad y el desarrollo económico», *Ciudad y Territorio*, n.º 97, pp. 397-409.

Kaldor, N. (1972): «The Irrelevance of Economic Equilibrium», *Economic Journal*, Vol. 82, pp. 1237-1255.

Klein, L. (1962): *An Introduction to Econometrics*, Nueva Jersey: Prentice Hall.

Krugman, P. (1991): *Geografía y comercio*, Barcelona: Antoni Bosch, 1992.

Mankiw, N. G. (1995): «The Growth of Nations», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1:1995, pp. 275-326.

Manzanedo, J. y Sainz, A. (1993): «Infraestructuras educativas y de I + D en las Comunidades Autónomas», *Documentos de trabajo*, n.º 93007, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General Planificación.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993a): «Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público», *Papeles de Economía Española*, n.º 56, pp. 163-206.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993b): «Capital público y productividad de la economía española», *Documentos de trabajo*, WP-EC 93-08, IVIE.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994a): «Capital público y productividad en las regiones españolas», *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 163-192.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994b): «Disparidades regionales y convergencia en las Comunidades Autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 4, pp. 129-148.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994c): «Capital público y eficiencia productiva regional», *Documentos de trabajo*, WP-EC 94-09, IVIE.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1995a): «Growth and Convergence in the Spanish Regions», en Armstrong, H. W. y Vicker-

man, R. W. (Eds.): *Convergence and Divergence Among European Regions*, Londres: Pion, pp. 66-88.

Mas, M.; Pérez, F.; Uriel, E y Serrano, L. (1995b): *Capital humano. Series históricas: 1964-1992*, Valencia: Fundación Bancaja.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1996a): «Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions», *Regional Studies*, vol. 30.7, pp. 641-649.

Mas, M.; Pérez, F. y Uriel, E. (1996b): *El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*, 2.ª edición, Bilbao: Fundación BBV.

Mera, K. (1973): «Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case», *Regional and Urban Economics*, Vol. 3 (2), pp. 157-186.

Miller, E. (1990): «Can a Perpetual Inventory Capital Stock Be Used for Production Function Parameter Estimation?», *Review of Income and Wealth*, Series 36, n.º 1, pp. 67-82.

Moreno, R.; Artís, M.; López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997): «Evidence on the Complex Link Between Infrastructure and Regional Growth», *Documents de Treball*, n.º E97/19, Universitat de Barcelona.

Moreno, R. y López-Bazo, E. (1997): «Do Infrastructure Affect Manufacture Costs? The Spanish Regional Case», *Comunicación presentada en la XXIII Reunion de estudios Regionales*, Universidad Pública de Navarra, Pamplona, 19-21 de noviembre.

Munnell, A. H. (1992): «Infrastructure and Economic Growth», *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6 (4), pp. 189-198.

Nieves, J. A. (1992): «Evolución temporal y distribución territorial, institucional y modal de las inversiones en infraestructuras de transporte no urbano. Período 1980-1990», *Documentos de*

trabajo, n.º 92004, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Planificación.

Novales, A. (1993): *Econometría*, 2.ª edición, Madrid: McGraw-Hill.

Pérez, F. (1995): «Capital público y convergencia», en Barberá, S. (Comp.): *Estado y Economía. Elementos para un debate*, Fundación BBV, Bilbao, pp. 181-209.

Pérez, F.; Goerlich, F. J. y Mas, M. (1996): *Capitalización y crecimiento en España y sus regiones*, Fundación BBV, Bilbao.

Pfähler, W.; Hofmann, U. y Bönnte, W. (1996): «Does Extra Public Infrastructure Matter? An Appraisal of Empirical Literature», *Finanzarchiv*, Vol. 53, pp. 68-112.

Raymond, J. L. (1996): «El ahorro en España y en los países de la Unión Europea: evolución reciente y sustitución entre ahorro público y privado», *Documentos de Trabajo*, n.º 120, Fundación FIES.

Raymond, J. L. y Mauleón, I. (1997): «Ahorro y tipos de interés en los países de la Unión Europea», *Papeles de Economía Española*, n.º 70, pp. 196-214.

Roldán, D. (1994): «Comentario» a Mas y otros (1994a), *Moneda y Crédito*, n.º 198, pp. 193-196.

Sala-i-Martin, X. (1994a): *Apuntes de crecimiento económico*, Barcelona: Antoni Bosch.

Sanaú, J. J. (1997): «La contrastación de la hipótesis del capital público en España» *Ponencia presentada en el IV Encuentro de Economía Pública*, Universidad Pública de Navarra, Pamplona, 6-8 de febrero.

Sanz, L. (1997): *Estado, ciencia y tecnología en España: 1939-1997*, Madrid: Alianza.

Serrano, L. (1996): «Indicadores de capital humano y productividad», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 10, pp. 177-190.

Serrano, L. (1998a): «Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas», *Documento de trabajo*, WP-EC 98-04, IVIE.

Serrano, L. (1998b): «Capital humano y movilidad espacial del trabajo en la economía española», *Documento de trabajo*, WP-EC 98-06, IVIE.

Snessens, H. R. (1983): «A Macroeconomic Rationing Model of the Belgian Economy», *European Economic Review*, Vol. 20, pp. 193-215.

Solow, R. M. (1957): «Technical Change and the Aggregate Production Function», *Re-*

view of Economics and Statistics, Vol. 38, pp. 312-320.

Sturm, J. E.; Kuper, G. H. y De Haan, J. (1996): «Modelling Government Investment and Economic Growth on a Macro Level: A Review», *CCSO Series*, n.º 29, Universidad de Groninga, mimeo.

Ventura, E. (1992): «La inversión pública y el desarrollo regional: el período 1982-1986», *Hacienda Pública Española*, n.º 122, pp. 143-160.

Villaverde, J. (1991): *Los desequilibrios regionales en España*, Madrid: Instituto de Estudios Económicos.

Villaverde, J. (1997): *Convergencia regional y Unión Monetaria. ¿Dónde estamos? ¿A dónde vamos?*, Santander: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cantabria.

En el presente trabajo se analizan los efectos de las infraestructuras sobre la productividad y el crecimiento económico de las Comunidades Autónomas. Tras un repaso a las aportaciones previas en este campo y a la dinámica de la productividad de las economías regionales españolas, se cuantifica el impacto económico del capital público en el marco analítico de las funciones de producción agregada.

Los resultados invitan a una reconsideración de las elasticidades estimadas en la literatura y justifican la incorporación como variables explicativas del capital humano y el progreso tecnológico.



FUNDACION BBV

Gran Vía, 12 - 48001 BILBAO
Alcalá, 16 - 28014 MADRID