

LAS INFRAESTRUCTURAS PRODUCTIVAS EN ESPAÑA: ESTIMACIÓN DEL STOCK EN UNIDADES FÍSICAS Y ANÁLISIS DE SU IMPACTO EN LA PRODUCCIÓN PRIVADA REGIONAL (*)

M^a Jesús Delgado Rodríguez

Universidad Europea de Madrid

Inmaculada Álvarez Ayuso

Universidad Complutense

En este trabajo se realiza una cuantificación de las infraestructuras productivas en España a partir de unidades físicas y siguiendo la técnica del análisis multivariante. La obtención de esta serie de indicadores sintéticos para las regiones españolas ha permitido estudiar su evolución en el periodo 1985-1995 y analizar su impacto en la producción privada. Los principales resultados muestran que estos equipamientos han aumentado en todas las regiones, aunque se siguen constatando importantes desigualdades. Además, se ha comprobado que las infraestructuras productivas actúan como una externalidad que posibilita la obtención de rendimientos constantes a escala en la economía española.

Palabras clave: Infraestructuras productivas, crecimiento económico, política regional, análisis multivariante.

1. INTRODUCCIÓN

Los estudios sobre crecimiento económico endógeno se han centrado en encontrar la forma de asociar las ganancias de productividad con factores más específicos que el progreso técnico (Romer, 1990; Barro 1990).

(*) Agradecemos a Matilde Mas, Rafael Myro y Jose Ramón Cancelo, así como al evaluador de esta revista sus valiosos comentarios. La responsabilidad de los errores es exclusivamente de las autoras.

Los equipamientos de infraestructuras productivas se encuentran entre los determinantes del ritmo de avance de la productividad que han sido incluidos en los análisis realizados. De ahí que desde finales de los ochenta haya surgido entre los economistas una gran inquietud por conocer la situación de este stock.

Este interés por los problemas de crecimiento a largo plazo ha vuelto a poner de actualidad el análisis de las desigualdades regionales. Las diferencias en renta entre las regiones españolas, tienen su reflejo en las dotaciones de infraestructuras productivas (transporte, energía, telecomunicaciones, etc.), pudiendo llegar a ser un condicionante del crecimiento regional. Por ello, la inversión en infraestructuras productivas ha adquirido gran relevancia dentro de la política regional. Desde los trabajos de Aschauer (1989a, 1989b), en los que se estimaba la relación positiva existente entre dotación de infraestructuras y crecimiento económico, se ha producido una abundante literatura econométrica¹, en la que se resalta el papel que juegan las dotaciones de infraestructuras para aumentar la productividad de la economía, llegando a inducir cambios estructurales en las regiones en las que se localizan.

En la economía española también se han realizado aportaciones a este análisis, aunque la principal limitación ha sido la de contar con estimaciones de estos equipamientos. El objetivo de esta investigación ha sido ofrecer una serie para este stock que recogiera su capacidad para un periodo amplio a escala regional. Para ello, se han elaborado indicadores sintéticos de infraestructuras productivas utilizando el análisis multivariante. Esta nueva base de datos nos ha permitido estudiar la distribución regional de este stock y emplearla para analizar su contribución a la producción privada regional y contrastar los tipos de rendimientos a escala asociados tanto a la totalidad de los factores productivos como a los inputs privados en la economía española. Para este análisis se ha empleado una función de producción Cobb-Douglas y la técnica de panel de datos.

2. ESTIMACIÓN DEL STOCK DE INFRAESTRUCTURAS PRODUCTIVAS EN ESPAÑA, 1985-1995

El interés por conocer la situación de estos equipamientos en la economía española ha supuesto importantes avances en las fuentes estadísticas que han permitido la realización de estimaciones del stock. El punto de partida de estas valoraciones es la opción entre las unidades físicas y las monetarias.

- En unidades monetarias, la técnica principalmente utilizada para valorar el stock de capital público es el método del inventario permanente, que consiste en la agregación de las inversiones realizadas en cada periodo ajustadas por el deflactor y la tasa de depreciación.

(1) Una revisión de estos trabajos se puede encontrar en Gramlich, 1994 y De la Fuente, 1996.

- En unidades físicas, se han utilizado inventarios de cantidades y calidades para elaborar índices complejos que recojan la capacidad de estos equipamientos. En este caso, al existir distintas unidades de medida, es necesario establecer el método de agregación

La estimación en unidades monetarias es la opción adoptada por los países de la OCDE que realizan estimaciones del stock de capital (Ward, 1976). En España, se ha realizado un importante avance con la elaboración de dos series del stock de capital de las Administraciones Públicas. En primer lugar, se cuenta con la estimación realizada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, con desagregación funcional, territorial (por comunidades autónomas y provincias)² y para un amplio periodo 1964-94. En segundo lugar, la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria del Ministerio de Economía y Hacienda ofrece la base de datos BDMORES que incluye la valoración del stock de capital público desde 1980 a 1995. La dificultad que plantea este enfoque surge al ser necesario usar tasas de depreciación (que requieren el establecimiento de hipótesis sobre la duración de los distintos componentes del capital) y deflatores adecuados para bienes que no se venden en el mercado.

En unidades físicas, uno de los trabajos de mayor trascendencia es el realizado por Biehl (1986) para la Comisión Europea. Este estudio recoge abundante información sobre cantidades y calidades de los equipamientos, agregándola mediante la utilización de medias aritméticas y geométricas³ para obtener un indicador sintético de capital público que recogiera la capacidad de estos equipamientos. Se han realizado distintas estimaciones para la economía española empleando esta metodología (Cutanda y Paricio, 1992; Delgado, 1998) pero el número de años que han cubierto es reducido. La construcción de índices de infraestructuras plantea el problema del tratamiento de las unidades de medida, la ponderación asignada a cada componente del índice y el establecimiento de la forma de agregación.

En este trabajo se ha optado por el enfoque en unidades físicas, al existir menor información para las regiones españolas desde este planteamiento, y se ha elaborado un indicador sintético de infraestructuras productivas. Para ello, se parte de información sobre las características de los equipamientos y se sigue una metodología alternativa a la adoptada en los estudios anteriormente mencionados para agregar las diferentes unidades de medida (kms de carreteras, m² de pista, etc). Los años que se cubren en este trabajo recogen un amplio periodo que abarca de 1985 a 1995.

El segundo aspecto a plantear es la delimitación de los equipamientos que van a ser incluidos en la estimación de este stock. En la literatura sobre

(2) España es el único país de la Unión Europea que dispone de series regionalizadas en términos monetarios.

(3) Esta elección entre media aritmética y media geométrica obedece al fin de permitir diferentes grados de sustituibilidad entre las categorías en el índice de infraestructuras.

el capital público podemos encontrar numerosas definiciones, que parten de una delimitación más o menos amplia de los componentes. Una de las más empleadas, la ofrece Biehl (1988) "las infraestructuras se definen como aquella parte del capital global de las economías que debido a su carácter público, normalmente no es suministrada por el mercado o que éste sólo la suministra de manera ineficiente, por lo que su provisión queda fundamentalmente confiada a las decisiones políticas". En su análisis, Biehl parte de las infraestructuras físicas, dejando de lado los servicios públicos como son la defensa, la justicia, etc. y, diferencia entre los equipamientos económicos y sociales. Los primeros se orientan principalmente a las empresas, condicionando la capacidad y funcionamiento del sistema productivo en su conjunto. Se trata, entre otras, de las dotaciones de transportes, comunicaciones, etc. Los equipamientos de capital social tienen como objetivo fundamental la formación de capital humano, así como el mantenimiento del bienestar y la protección social. Los equipamientos educativos, sanitarios y de asistencia social forman parte de este stock.

En España, las estimaciones realizadas en términos monetarios se han centrado en el stock de capital de las Administraciones Públicas, excluyendo por tanto las inversiones realizadas por las empresas públicas⁴. Este planteamiento se realizó con la doble finalidad de concentrarse en la contribución del Sector Público y mantener la consistencia intertemporal de las series. En la valoración en unidades físicas realizada en este trabajo, se ha delimitado de diferente manera los componentes de este stock, dado que, por un lado, el interés radica en conocer la capacidad de los equipamientos de infraestructura con los que cuentan las regiones, con independencia del carácter de su provisión⁵ y, por otro, nuestro trabajo se centra en los equipamientos económicos o productivos (las infraestructuras productivas⁶), que comprenden estructuras públicas requeridas para el desarrollo económico de un área determinada. Entre éstos se encuentran las redes de transportes y comunicaciones, las redes de distribución de oferta energética, el sistema de abastecimiento de agua, estructuras urbanas, etc.⁷. No obstante, ambos enfoques son complementarios y ofrecen la posibilidad de contrastar los resultados.

(4) Con este criterio no se incluyen las inversiones realizadas por empresas que cuentan con participación pública o que actúan con arreglo a normativas públicas en sus mercados, éste es el caso de Telefónica, Repsol, etc. No obstante, en la estimación en unidades monetarias del IVIE, sí se han incluido las inversiones de Sociedades Concesionarias de Autopistas de peaje, inversiones de organismos Autónomos no pertenecientes a las Administraciones públicas en Puertos y en Aeropuertos, inversiones en infraestructuras hidráulicas de las confederaciones hidrográficas y de compañías ferroviarias de comunidades autónomas.

(5) En algunos casos estos equipamientos son suministrados por empresas privadas que actúan con arreglo a normativas públicas en sus mercados o presentan algún tipo de diferencia, bien en materia de fiscalidad, etc.

(6) Las infraestructuras sociales tienen también un papel muy importante en el desarrollo económico regional. No obstante, no se han incluido en esta investigación dada la dificultad para cuantificar estos equipamientos muy ligados al capital humano.

(7) La información sobre las categorías y fuentes estadísticas empleadas se recoge en el Apéndice 1.

Una vez determinados los equipamientos que componen el indicador, es necesario depurar el efecto tamaño de los datos originales y plantear el análisis en términos de regiones homogéneas en cuanto a las dimensiones. Para ello, la medida de la capacidad de estos equipamientos de infraestructura se lleva a cabo siguiendo la metodología propuesta por Biehl. En primer lugar, las dotaciones de infraestructura productiva de tipo red (carreteras, ferrocarriles, comunicaciones y energía) de cada región son relativizadas por la superficie regional, debido a que tienen como función principal la de enlazar espacios y las de tipo puntual (aeropuertos y puertos) se relacionan con la población, al encontrarse directamente vinculadas a la población a la que prestan sus servicios.

A continuación, los datos obtenidos en cada categoría se estandarizan tomando como referencia, para todos los años, la región mejor equipada en el año base (en nuestro análisis es el año 1985) que toma el valor 100. Esto permite construir una serie temporal de datos normalizados (S_{ij}) para cada región i y para cada año j , que recoja la información sobre la dinámica de estas dotaciones y elimine, a su vez, el problema de las distintas unidades en las que están expresadas las variables observables, consiguiendo normalizarlas de manera homogénea. La serie obtenida de este modo, podrá ser utilizada para hacer regresiones en el tiempo entre las infraestructuras y otras variables.

El último aspecto a tratar en la elaboración del indicador es la elección del procedimiento de agregación de datos que sintetice la información que ofrecen las variables consideradas relevantes, dada su influencia en el resultado final⁸. La decisión adoptada es la utilización del análisis multivariante que permite que las ponderaciones empleadas para agregar la información estén determinadas mediante técnicas estadísticas de análisis de datos. Para ello, partimos de las variables S_1, S_2, \dots, S_n (que recogen la información de equipamientos relativizados) y obtenemos las componentes principales Y_1, Y_2, \dots, Y_n , combinación lineal de las primeras, y con la propiedad de tener varianza máxima.

A la hora de aplicar el análisis de componentes principales a la obtención de un índice de dotación de infraestructuras existen varios procedimientos alternativos o posibilidades para combinar los factores. En este trabajo se ha construido un indicador basado en todas las componentes principales⁹. El índice se calcula mediante la suma de los factores ponderados por el porcentaje de varianza total que explica cada uno de los mismos. Así pues:

$$I = \sum_{i=1}^n \frac{\text{VAR}(Y_i)}{n} Y_i$$

(8) En Cancelo y Uriz (1994) se presentan distintas técnicas de agregación, resaltando las propiedades y los problemas asociados a su cálculo. Para profundizar en las técnicas de análisis multivariante véase Cuadras (1991).

(9) Otra alternativa planteada en los trabajos realizados es la elaboración del indicador basado en la primera componente principal. García et al. (1996) comparan los resultados obtenidos con ambas opciones y concluyen que el indicador basado en todas las componentes principales es el más adecuado.

Donde:

- Y_i es el factor i -ésimo y

- $\frac{\text{VAR}(Y_i)}{n}$ es el porcentaje de varianza total que explica Y_i .

El análisis de componentes principales ordena los factores de mayor a menor varianza, o lo que es lo mismo según la información que éstos aportan. Así pues, cuando multiplicamos cada factor por el porcentaje de varianza que representa pretendemos ponderar éste por la cantidad de información inherente al mismo. Por último, teniendo en cuenta la estructura factorial de las componentes principales obtenemos el indicador de infraestructuras productivas de este trabajo.

$$I = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} b_{ij} \left(\sum_{j=1}^n Z_j \right) = \frac{1}{n} (b_{11} + b_{21} + \dots + b_{n1})Z_1 + \frac{1}{n} (b_{12} + b_{22} + \dots + b_{n2})Z_2 + \dots + \frac{1}{n} (b_{1n} + b_{2n} + \dots + b_{nn})Z_n$$

Donde:

- Z_j son las variables S_j tipificadas, recogiendo cada una la información sobre los distintos equipamientos.

- b_{ij} son los elementos de la matriz factorial rotada.

Para el año 1985 los resultados obtenidos en la aplicación de la ecuación anterior son los siguientes¹⁰:

$$I_{85} = 0.145 * Z_1 + 0.098 * Z_2 + 0.112 * Z_3 + 0.091 * Z_4 + 0.09 * Z_5 + 0.032 * Z_6 + 0.09 * Z_7 + 0.105 * Z_8 + 0.069 * Z_9 + 0.099 * Z_{10} + 0.060 * Z_{11} + 0.058 * Z_{12} + 0.122 * Z_{13}$$

Los resultados obtenidos para los indicadores de cada región y para cada año se presentan en el cuadro 1.

El interés de esta serie de indicadores sintéticos de infraestructuras radica, en gran parte, en la posibilidad de utilizarlo en análisis temporales de economía regional, además de permitir comparar la situación regional en estos equipamientos. Por este motivo, se han realizado una serie de ejercicios encaminados a confirmar la empleabilidad del indicador en este tipo de estudios.

En primer lugar, y dada la importancia de las ponderaciones en el resultado del indicador, se ha comprobado que su suma no cambie de manera importante a lo largo del tiempo, lo cual afectaría a las comparaciones interanuales. Para ello, y puesto que dicha suma difiere de la uni-

(10) El valor que multiplica a cada variable representa su ponderación asociada a cada categoría en el cálculo del indicador, el cual varía a lo largo del período. El cuadro de ponderaciones se recoge en el Apéndice 2.

Cuadro 1
INDICADOR DE INFRAESTRUCTURA PRODUCTIVA

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Andalucía	22,80	24,35	24,97	25,85	27,60	29,42	29,54	32,53	33,08	32,85	35,14
Aragón	17,52	19,24	20,54	21,46	22,70	23,69	23,13	24,14	25,61	25,98	25,91
Asturias	34,50	32,95	35,55	38,50	39,07	40,27	40,18	40,53	45,81	46,13	49,41
Baleares	38,81	39,90	42,24	42,68	45,63	46,54	49,22	51,08	49,84	50,27	52,99
Canarias	38,18	37,72	40,92	42,04	43,55	47,31	46,69	47,97	47,78	47,29	52,83
Cantabria	37,95	37,52	38,23	47,17	52,61	54,60	55,29	56,12	55,97	60,16	65,43
Castilla y León	21,26	20,64	21,38	22,18	23,01	24,40	24,97	25,04	25,24	25,65	26,19
Castilla-La Mancha	14,84	14,33	14,68	16,36	17,16	18,98	18,30	19,20	19,11	20,48	21,64
Cataluña	52,19	53,54	54,74	56,40	60,28	64,59	66,37	68,70	69,47	70,22	73,95
Extremadura	10,12	10,28	11,69	12,44	13,14	13,30	13,47	14,34	14,58	14,54	15,32
Galicia	24,89	26,45	26,85	27,29	28,62	29,20	30,07	33,46	33,71	36,35	37,71
Madrid	71,92	73,32	83,88	84,33	85,44	96,83	98,93	104,70	107,10	111,90	117,60
Murcia	18,15	17,97	18,64	19,14	20,47	21,71	21,61	23,42	29,22	29,46	32,43
Navarra	27,69	26,34	26,56	26,52	28,30	31,82	30,16	32,03	36,83	36,55	37,82
Rioja	39,20	37,42	39,81	41,16	42,18	45,61	42,93	43,24	42,35	43,84	46,94
Valencia	36,26	36,55	37,61	37,94	39,45	42,91	41,27	42,59	44,59	48,21	53,48
País Vasco	79,50	73,21	75,77	76,75	74,79	84,31	83,62	81,69	82,50	86,44	95,15
Media	34,46	34,224	36,127	37,547	39,06	42,09	42,1	43,57	44,87	46,25	49,41
Estadísticos de dispersión											
Varianza	362,2	334,76	400,25	406,91	407,1	522,9	543,6	562,6	560,4	617,2	714,71
Coefficiente de variación	0,55	0,53	0,55	0,54	0,51	0,54	0,55	0,54	0,53	0,54	0,54
Rango	69,37	63,03	72,18	71,88	72,3	83,52	85,46	90,39	92,51	97,33	102,27

dad, los coeficientes asociados a cada variable Z_j^{11} han sido calculados de nuevo sobre uno (de manera que el total de los mismos sume 1), obteniéndose a continuación su variación media (ver Apéndice 2). Se observa que los pesos relativos de las distintas categorías de infraestructuras que componen el indicador presentan un reducido desplazamiento durante el periodo considerado. De esta forma, se ha comprobado la consistencia de las ponderaciones, verificando que ninguna de las variables consideradas sesgase el valor del índice como consecuencia de un cambio inesperado en su coeficiente (o ponderación) asociado.

En segundo lugar, y dado que existe la posibilidad de optar por un indicador basado en la primera componente, se ha realizado el mismo análisis con este indicador, observándose variaciones más elevadas en

(11) Como se muestra en el Apéndice 2. La variación de las ponderaciones reflejaría el mayor peso de una infraestructura a lo largo del tiempo, sin que supusiese un problema para el análisis. Del mismo modo, la aparición de un nuevo equipamiento (por ejemplo, gasoductos) implicaría cambios en estos coeficientes que aportarían información de interés.

los coeficientes correspondientes a las variables Z_j , lo que dificulta las comparaciones interanuales, como se comentó anteriormente. Además, se obtienen signos negativos en las ponderaciones correspondientes a aeropuertos y puertos, lo que penalizaría la tenencia de dichos equipamientos (esto no tiene mucho sentido desde el punto de vista económico), frente al indicador que utiliza todas las componentes, en el que todas las ponderaciones son positivas. Finalmente, observamos fuertes divergencias regionales en el nivel del indicador, que no se corresponden con las existentes en términos de renta. Esta última característica generaría datos atípicos, que podrían plantearnos dificultades en estudios posteriores (estimación de la función de producción, análisis de convergencia, etc...).

3. ANÁLISIS DE LAS DESIGUALDADES EN INFRAESTRUCTURAS PRODUCTIVAS EN ESPAÑA

La metodología expuesta en el apartado anterior ha permitido elaborar una serie de infraestructuras productivas a escala regional, y para un periodo de tiempo de interés, puesto que son años de importantes avances de estos equipamientos en España, dada la necesidad de aproximarnos a las dotaciones existentes en las regiones europeas. Al estar la información utilizada relacionada con las dimensiones de las regiones, se pueden comparar los resultados obtenidos sin el problema de las diferencias de tamaño¹². Este hecho es importante, ya que implica que los niveles relativos de las distintas regiones estarán relacionados con el potencial de desarrollo de éstas (Biehl, 1988).

Los indicadores elaborados permiten analizar la distribución regional, comprobando la posible existencia de grupos regionales con características similares, y poner de relieve algunos rasgos que destacan al analizar la evolución que han seguido estos equipamientos durante los años de estudio, tratando de determinar si existe un proceso de acercamiento o alejamiento entre las dotaciones regionales. Por último, se compararán los resultados obtenidos mediante el indicador de infraestructuras con los extraídos a partir de valoraciones en términos monetarios, lo que permitirá verificar la coherencia de la serie en unidades físicas. Para ello, el enfoque adoptado en este apartado es esencialmente descriptivo.

La serie de indicadores de infraestructuras productivas (recogida en el cuadro 1) refleja que las desigualdades existentes entre los equipamientos regionales se han mantenido durante la totalidad del periodo analizado. Siete regiones tienen dotaciones superiores a la media en todos los años estudiados: Baleares, Canarias, Cantabria, Cataluña, Madrid, Valencia y el País Vasco. Asturias se sitúa por encima de la media a partir

(12) Al estar la información recogida en índices, la cifra concreta que toma éste para una determinada región es irrelevante, y el interés del análisis surge al compararla con los valores correspondientes a las demás regiones, y con los obtenidos por la región en los distintos años.

de 1993 y La Rioja lo hace hasta 1992, año en el que pasa a estar por debajo de ésta. El resto de regiones se mantienen en todos los años estudiados por debajo de la media.

Se observa, por tanto, una tendencia a la concentración de estos equipamientos en el Nordeste peninsular (Cornisa Cantábrica y parte de los ejes Mediterráneo y Ebro), Madrid y los dos archipiélagos. No sorprende que éstas sean zonas que además gozan de gran dinamismo económico y que cuentan con elevados niveles de renta y de densidad de población.

Por su parte, el análisis de dispersión en términos absolutos refleja un aumento de la misma, como se manifiesta en la evolución del rango y de la varianza. Sin embargo, puesto que la media también aumenta resulta razonable medir la dispersión relativa. Por este motivo, incorporamos al análisis el coeficiente de variación, que refleja el mantenimiento de las disparidades regionales en el período analizado (el coeficiente de variación oscila en torno a los valores de 0.55 en 1985 y de 0.54 en 1995). Este hecho muestra que la distancia entre la dotación de infraestructuras de las distintas regiones con respecto al nivel medio permanece sin variaciones importantes¹³.

Al analizar la evolución de estos equipamientos por regiones podríamos agruparlas en 5 bloques en función de sus dotaciones de infraestructura:

a) El primer bloque lo forman País Vasco y Madrid, que son las regiones con mayores equipamientos. Estas dos regiones mantienen su posición durante todo el periodo, integrándose Cataluña y Cantabria en algunos años.

b) El segundo grupo lo constituyen Cataluña y Cantabria. Aunque la primera Comunidad Autónoma parte de unos equipamientos superiores, Cantabria ha experimentado un elevado crecimiento en sus dotaciones de infraestructuras productivas que le ha permitido incorporarse a este segundo bloque.

c) El tercer bloque es el formado por Asturias, Baleares, Canarias, Valencia, y la Rioja.

d) El cuarto grupo está constituido por Galicia, Navarra, Andalucía y Murcia.

e) El quinto bloque incluye a Aragón, Castilla-León, Castilla la Mancha y Extremadura. Siendo estas dos últimas Comunidades Autónomas las de menores equipamientos.

(13) En este sentido, hay que recordar que el sistema de normalización de las variables (utilizando la superficie y la población) influye en los resultados obtenidos en este análisis. Los trabajos en términos monetarios relacionan el stock de capital público productivo con el VAB y la superficie (Pérez et al., 1996) ofreciendo resultados distintos, el indicador de capital público/VAB muestra que las desigualdades disminuyen, mientras que el indicador de capital público/Km² muestra lo contrario.

La economía española ha experimentado durante los años considerados en este estudio dos etapas claramente distintas. En los años 1985-1990 se vive una etapa de recuperación económica, con elevadas tasas de crecimiento. Por el contrario, el período 1990-1995 se corresponde con años de desaceleración del crecimiento económico, siendo los años 1992 y 1993 los peores en cuanto a resultados económicos. Sin embargo, es preciso tener en cuenta que en el año 1995, incluido en el estudio, se inicia un nuevo periodo de recuperación económica.

Este análisis muestra cierto paralelismo con la evolución de los equipamientos de infraestructuras. En el cuadro 2 se presentan las tasas medias regionales para los distintos periodos, donde puede comprobarse como en la primera etapa se alcanzan tasas elevadas, que se reducen al entrar en los noventa. A pesar de esto, se constata el importante impulso que han tenido las infraestructuras productivas en todos los años estudiados.

Cuadro 2
TASAS CRECIMIENTO MEDIAS
Y VARIACIÓN SOBRE LA MEDIA(*)

Regiones	Tasa Media 1985-1990	Variación media	Tasa Media 1990-1995	Variación media	Tasa Media 1985-1995	Variación media
Andalucía	5,23	1,15	3,61	0,36	4,42	0,76
Aragón	6,21	2,13	1,8	-1,45	3,99	0,33
Asturias	3,14	-0,9	4,17	0,92	3,65	-0
Baleares	3,69	-0,4	2,62	-0,63	3,16	-0,5
Canarias	4,38	0,3	2,23	-1,02	3,3	-0,4
Cantabria	7,54	3,46	3,68	0,43	5,59	1,93
Castilla y León	2,79	-1,3	1,42	-1,83	2,1	-1,6
Castilla-La Mancha	5,04	0,96	2,65	-0,6	3,84	0,18
Cataluña	4,35	0,27	2,74	-0,51	3,54	-0,1
Extremadura	5,61	1,53	2,86	-0,39	4,23	0,57
Galicia	3,24	-0,8	5,24	1,99	4,24	0,58
Madrid	6,12	2,04	3,96	0,71	5,04	1,38
Murcia	3,64	-0,4	8,35	5,1	5,97	2,31
Navarra	2,81	-1,3	3,5	0,25	3,16	-0,5
Rioja	3,07	-1	0,57	-2,68	1,81	-1,9
Valencia	3,42	-0,7	4,5	1,25	3,96	0,3
País Vasco	1,18	-2,9	2,44	-0,81	1,81	-1,9

NOTA: (*) Tasa de crecimiento regional - tasa de crecimiento nacional.

Los resultados regionales nos muestran varios aspectos de interés:

a) Nueve Comunidades Autónomas han alcanzando tasas de crecimiento medio en el periodo 1985-95 superiores a la media nacional (que alcanza el 3,66%): Murcia, Madrid, Galicia, Castilla la Mancha, Extremadura,

Andalucía, Aragón, Cantabria y Valencia, aunque Asturias y Cataluña se encuentran a muy escasa distancia. Por otro lado, la Rioja y el País Vasco son las regiones que menos crecen.

b) El análisis de las tasas medias por períodos permite apreciar claras diferencias. Tres regiones (Andalucía, Cantabria y Madrid) han alcanzado tasas de crecimiento más elevadas que la media nacional, en las dos etapas. Por otro lado, Aragón, Castilla la Mancha, Extremadura, Cataluña y Canarias son las regiones que tienen un mayor impulso en sus equipamientos en el primer período, superando a la media nacional (que asciende al 4,08%), mientras que Asturias, Murcia, Galicia y Valencia experimentan los principales avances en sus dotaciones en la segunda etapa, (superando al 3,25% de la media nacional).

c) El estudio de las variaciones de las tasas de crecimiento regional sobre la media española, pone de manifiesto que la mayor parte de las regiones que partían con equipamientos inferiores a la media han conseguido tasas de crecimiento superiores a ésta (Andalucía, Castilla la Mancha, Extremadura, Aragón, Galicia y Murcia). Éste es un rasgo positivo a resaltar, puesto que implica que estas regiones han avanzado posiciones para lograr aproximarse a las más equipadas. No obstante, también destacan con un crecimiento superior a la media las regiones de Madrid y Cantabria, lo cual explica los resultados obtenidos con relación a las medidas de dispersión presentadas.

Por último, en este apartado se compararán los resultados obtenidos a partir del indicador con los extraídos a partir de valoraciones en unidades monetarias (cuadro 3). La dificultad de contar con series monetarias que abarquen la misma distribución funcional que la recogida en el indicador elaborado, limita las posibilidades de extraer relaciones económicas entre las unidades físicas y las monetarias. A pesar de estas diferencias merece la pena verificar la bondad de la serie de indicadores obtenida comparándola con la valoración del stock de capital económico¹⁴ de las Administraciones Públicas, realizada por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), al ser ésta una serie ampliamente aceptada y de uso generalizado para la economía española. Para ello se han analizado dos aspectos: en primer lugar, se ha comprobado si ambas estimaciones conducen a la misma ordenación (ranking) de regiones, y posteriormente si muestran las mismas pautas de crecimiento. Con objeto de hacer comparables estas series, dado que la estimación del IVIE está en términos absolutos (millones de pesetas) y el indicador obtenido está relativizado por las dimensiones de la región, se han relacionado las unidades monetarias con la superficie regional, de esta forma conseguimos que los datos del IVIE estén expresados en pesetas de 1990 por Km².

En relación al ranking, las dos primeras columnas del cuadro 3 presentan la ordenación de las regiones a partir de las unidades monetarias y físicas

(14) Para realizar las comparaciones entre ambas estimaciones se ha utilizado la información sobre el stock de capital económico del IVIE (carreteras, ferrocarriles, puertos, aeropuertos, obras hidráulicas y estructuras de las corporaciones locales) excluyendo, por tanto, los datos del stock de capital social (educación y sanidad).

para los años 1985 y 1995. Se observa una gran similitud en el ranking (las diferencias no superan cuatro posiciones y en general son dos). Destacan las regiones de Canarias (en unidades físicas su posición es superior a la obtenida en unidades monetarias) y Cantabria (donde ocurre lo contrario). Estas discrepancias, no obstante, son justificables. Así, por ejemplo, en el caso de Cantabria no es extraño que la valoración en unidades físicas sea inferior a la monetaria, puesto que la orografía justifica que construir una carretera allí sea más costoso que en regiones con orografía menos accidentada.

En cuanto a las pautas de crecimiento de estas series, la columna tercera del cuadro 3 recoge las tasas obtenidas del stock en términos monetarios y su variación tanto con respecto a la media nacional, como con las tasas obtenidas en unidades físicas. La distancia entre la tasa media regional del periodo 1985-1994 y la media nacional obtenida (7,52%), muestra, en general, resultados bastante análogos a los que se han obtenido en unidades físicas. Sorprende el dato de Madrid, creciendo por debajo de la media en unidades monetarias, frente a los resultados extraídos del indicador, en el que era una de las comunidades de mayor crecimiento. En este caso, las discrepancias se encuentran probablemente en las diferencias de equipamientos considerados en ambas estimaciones. En concreto, la inclusión de las dotaciones de comunicaciones y energía deben ser las responsables de las superiores dotaciones de esta comunidad.

Cuadro 3
RANKING DE REGIONES Y TASAS DE CRECIMIENTO

	1985		1995		U. Monetarias		
	U. Monet.	U. Físicas	U. Monet.	U. Físicas	Tasa 85-95 ⁽¹⁾	Variación ⁽²⁾	UM-UF ⁽³⁾
Andalucía	13	12	13	12	9,47	1,94	5,05
Aragón	14	15	14	15	4,38	-3,15	0,39
Asturias	8	9	7	8	7,77	0,24	4,12
Baleares	7	5	6	6	7,74	0,22	4,58
Canarias	3	6	3	7	7,06	-0,47	3,76
Cantabria	9	7	8	4	9,84	2,31	4,25
Castilla y León	15	13	16	14	6,32	-1,20	4,22
Castilla-La Mancha	17	16	17	16	8,08	0,55	4,24
Cataluña	4	3	4	3	7,1	-0,42	2,06
Extremadura	16	17	15	17	10,65	3,13	6,42
Galicia	11	11	9	11	8,76	1,23	4,52
Madrid	2	2	2	1	7,11	-0,41	2,07
Murcia	12	14	11	13	9,32	1,79	3,35
Navarra	10	10	12	10	6,89	-0,64	3,73
Rioja	6	4	10	9	2,36	-5,17	0,55
Valencia	5	8	5	5	6,54	-0,98	2,58
País Vasco	1	1	1	2	6,62	-0,90	4,81

NOTA: (1) Tasa de crecimiento medio 1985-1995. (2) Tasas de crecimiento regional - tasa de crecimiento nacional. (3) Diferencia tasa de crecimiento medio unidades monetarias (UM) - unidades físicas (UF).

Al comparar la trayectoria de los equipamientos regionales, se comprueban unas tasas de crecimiento en unidades monetarias bastante superiores a las obtenidas en unidades físicas, que se ven reflejadas en las mayores distancias entre las regiones mejor y peor equipadas (en 1995, la región mejor equipada en unidades monetarias es 11,08 veces superior a la peor, mientras que en unidades físicas esta relación es de 7,67). En este sentido, las diferencias pueden estar, en parte justificadas, dado que la valoración en términos monetarios exige el empleo de precios para bienes que no están sujetos a las condiciones del mercado.

4. CONTRIBUCIÓN DEL STOCK DE INFRAESTRUCTURAS PRODUCTIVAS AL CRECIMIENTO REGIONAL ESPAÑOL

La disponibilidad de esta serie de indicadores de infraestructuras productivas ha hecho posible analizar la contribución del stock de infraestructuras productivas a la producción privada regional, poniendo a prueba la consistencia de esta base de datos. La forma funcional adoptada es la de la función de producción Cobb-Douglas¹⁵, en la que se incorporan las infraestructuras como un factor adicional y separado del capital privado y del trabajo, siguiendo las pautas de la amplia literatura existente sobre este enfoque (Mas et al, 1994a, Garcia-Mila et al., 1992):

$$Y_t = AL_t^{\alpha} KPRIV_t^{\beta} INFRA_t^{\gamma} \quad (1)$$

Siendo:

Y_t = producción privada regional (VAB a precios de mercado de 1990).

L_t = empleo del sector privado.

$KPRIV_t$ = stock de capital privado productivo (excluido el residencial) a precios constantes de 1990.

$INFRA_t$ = indicador de infraestructuras productivas en unidades físicas.

Los datos sobre el valor añadido bruto a precios de mercado (VAB pm) empleados en este trabajo son las series homogéneas de VAB del sector privado (excluidos servicios no destinados a la venta y sector energético) ofrecidas por Cordero y Gayoso (1996) convertidas a pesetas de 1990. La serie del empleo en el sector privado (excluidos servicios no destinados a la venta y sector energético) se ha obtenido de la Contabilidad Regional de España que publica el INE para el periodo 1985-1995. En cuanto a las series de capital privado con desagregación regional, éstas se han obtenido de la publicación de la Fundación BBV "El Stock de Capital en la

(15) La elección de esta forma funcional específica se justifica por las ventajas operativas que presenta frente a otras alternativas (funciones CES o translogarítmicas) aunque la restricción de perfecta sustituibilidad entre los inputs puede ser objeto de críticas.

Economía Española" (excluidos sector energético y stock de capital residencial, tal y como se ha realizado en otros trabajos, dadas las características peculiares de este componente).

El término A, representa el estado de conocimientos técnicos, que en nuestro caso es constante. El exponente correspondiente a cada input es la elasticidad del output respecto a éste, siendo la suma de todos ellos el grado de las economías de escala. Expresando la función en términos logarítmicos, se obtiene:

$$\text{Ln}Y_t = a + \alpha \text{Ln}L_t + \beta \text{Ln}K\text{PRIV}_t + \gamma \text{Ln}I\text{NFRA}_t \quad (2)$$

Puesto que se pueden obtener diferentes resultados según los distintos métodos de estimación que consideran datos transversales y temporales simultáneamente, se ha comenzado realizando una serie de contrastes, para establecer; en primer lugar, si es necesario controlar los efectos individuales regionales, y a continuación, si éstos deben considerarse fijos o aleatorios.

Con respecto al primer objetivo, se ha comprobado si es necesario controlar los efectos específicos regionales, al ser ésta una de las cuestiones habitualmente planteadas en este análisis¹⁶. Para ello, se aplica el contraste F de efectos individuales, que consiste en elegir un modelo constante (que constituye el modelo restringido) frente a la hipótesis alternativa en la que se considera un modelo de efectos fijos. Se ha obtenido un estadístico $F(16,167) = 124,55$, que indica la existencia de los mismos, por lo que se ha optado por estimar la función mediante un panel de datos. A continuación, el test de Hausman permite contrastar la existencia de correlación entre los regresores y los efectos individuales, al ser el valor del estadístico de $\chi^2(3) = 22,72$, no se rechaza la existencia de correlación, por lo que el modelo a estimar es el de efectos fijos.

Cuando el modelo es de efectos fijos se puede emplear el estimador intragrupos, que es equivalente a aplicar el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sobre las desviaciones ortogonales o con respecto a la media. De esta forma, se consigue estimar eficiente y consistentemente. Otra alternativa posible consistiría en considerar el modelo de efectos fijos como un caso particular del modelo de efectos aleatorios correlacionados, en cuyo caso el estimador MCO no sería consistente. Se obtendrá un estimador consistente aplicando MCO sobre el modelo transformado en primeras diferencias y en desviaciones ortogonales. En este trabajo se ha optado por la comparación de ambas alternativas, para lo cual se han presentado el estimador intragrupos, así como el modelo transformado en primeras diferencias.

Las estimaciones han sido realizadas utilizando el programa DPD, elaborado por Arellano y Bond. Dicho programa nos permite obtener

(16) En numerosos trabajos (García-Milá et al., 1995) se resalta que la obtención de un elevado vínculo entre capital público y productividad será consecuencia de una correlación espuria debida a la falta de control de los efectos individuales regionales.

un test de autocorrelación, que contrasta la existencia de estructura autoregresiva de orden uno y dos en los residuos. Además, el problema de heterocedasticidad en los residuos se resuelve aplicando la fórmula de White en el cálculo del error estándar. Por último, cabe destacar, entre las múltiples alternativas que este programa ofrece, la posibilidad de instrumentar mediante el Método Generalizado de Momentos.

En el cuadro 4 aparecen los resultados de la estimación de la ecuación planteada. Inicialmente, en la columna (a) se ha estimado mediante MCO la función incluyendo únicamente los factores productivos privados. Se obtienen coeficientes estimados de 0.33 para el empleo y 0.68 para el capital, siendo los dos significativos. A continuación, incorporamos las infraestructuras productivas, con el fin de contrastar su contribución a la producción privada regional. En la columna (b) aparecen los resultados de aplicar la estimación MCO sin recoger los efectos específicos. Se observa que el coeficiente estimado para el empleo es muy elevado mientras que para los factores capital privado y público son reducidos, dejando de ser significativo el capital privado. Puesto que previamente se había comprobado la necesidad del uso de métodos de estimación que consideren efectos individuales, se pasó a presentar los resultados obtenidos mediante la técnica de Panel de Datos.

En la columna (c) el método de estimación presentado es el intragrupo, que permite estimar los efectos individuales. Los coeficientes obtenidos son significativos para todos los inputs y muestran la elevada elasticidad de las infraestructuras productivas (0.20), en línea con algunos de los trabajos realizados (como el de Mas et al., 1994a), y en general, en el grupo de estudios que obtiene elasticidades elevadas para este stock. El hecho de que el indicador elaborado incluya los equipamientos que más impacto han mostrado en los análisis realizados hasta el momento puede justificar, en gran parte, este resultado. Además, los años de estudio son, en general, años de importantes tasas de inversión pública en la economía española. En cuanto a la elasticidad del capital privado, ésta disminuye notablemente frente a la obtenida en la función que recogía únicamente los inputs privados, mientras que la del empleo aumenta, aunque la variación no es tan acusada como en la estimación por MCO. El efecto de la introducción de las infraestructuras productivas en la elasticidad del capital privado puede estar relacionado con la existencia de relaciones más complejas entre ambos inputs, como se ha planteado en los trabajos realizados¹⁷. Finalmente, dado el valor que toman los estadísticos en los contrastes de autocorrelación de primer y segundo orden, no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación en los residuos.

(17) Algunos de los estudios sobre este tema se han centrado en las relaciones entre los inputs, utilizando funciones flexibles e introduciendo precios (Eberts, 1986, Lynde y Richmond, 1993 y Otto y Voss, 1998).

Cuadro 4
FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DEL SECTOR PRIVADO
POR REGIONES
PERIODO: 1985-95

VARIABLES	MCO (a)	MCO (b)	NIVELES (c)*	1ª DIF. (d)	NIV.VI. (e)*	1ºD.V.I. (f)
Constante	-2.29 (-1.59)	0.22 (0.14)	0.81 (5.08)		3.17 (3.71)	
LnL	0.33 (2.12)	0.64 (3.23)	0.40 (6.96)	0.46 (5.72)	0.47 (6.33)	0.47 (4.85)
LnKPRIV	0.68 (4.26)	0.33 (1.67)	0.29 (6.48)	0.36 (7.84)	0.22 (2.83)	0.19 (3.65)
LnINFRA		0.23 (5.19)	0.20 (4.47)	0.10 (1.63)	0.25 (3.15)	0.25 (3.50)
Test de Wald Significatividad conjunta	635.86 g.l.= 2	2030.83 g.l.=3	966.86 g.l.=3	804.28 g.l.=3	641.20 g.l.=3	154.09 g.l.=3
Test de Wald Significatividad Dummy			1992.88 g.l. = 16		1780.03 g.l.=16	
Autocorrelación de primer y Segundo orden	3.18 3.15	2.51 2.41	7.31 2.17	1.66 -0.29	7.31 2.17	0.83 -0.52

NOTA: Los datos entre paréntesis corresponden al estadístico t-student robusto a heterocedasticidad. * En las estimaciones en niveles el programa DPD no nos ha permitido obtener el estadístico t-student robusto a heterocedasticidad ni las estimaciones en dos etapas debido al tamaño de la serie.

Una alternativa a la estimación anterior es la realizada en primeras diferencias, que se propone en algunos trabajos dada la posible no estacionariedad de las variables (García-Milá et al, 1992, Hulten y Schwab, 1993) o la existencia de correlación espuria. La estimación en primeras diferencias, que corresponde con la columna (d), nos elimina los efectos individuales pero los datos no permanecen en niveles como en el caso de la estimación intragrupos. De esta forma, conseguimos reducir los estadísticos correspondientes a los contrastes de autocorrelación de primer y segundo orden, evidenciando con mayor intensidad la ausencia de autocorrelación en los residuos. En cuanto a las elasticidades de los inputs, aumentan las de los factores privados con relación a la estimación en niveles. Sin embargo, la elasticidad correspondiente a las infraestructuras productivas se reduce notablemente, dejando de ser significativa. Este es un resultado habitual para este tipo de estimaciones, planteándose el problema de la dificultad de captar los comportamientos de las variables en el largo plazo, argumentado por Munnell, 1992.

Las estimaciones presentadas en las columnas c y d no son consistentes en ausencia de exogeneidad de los regresores. En este caso la dependencia de los factores productivos del nivel de output, implicaría que las estimaciones fuesen sesgadas. Este argumento es utilizado en especial para los factores productivos privados, pues de hecho el capital público depende de otros razonamientos no tan directamente relacionados con la

actividad productiva. No obstante, la no instrumentación del capital público es objeto de numerosas críticas, al no estar clara la dirección de causalidad (Flores de Frutos y Pereira, 1993). Por ese motivo, presentamos en las columnas (e) y (f) la estimación por el Método Generalizado de Momentos (GMM), que nos permite emplear variables instrumentales en presencia de no exogeneidad. Los instrumentos que hemos utilizado han sido las variables explicativas, tomando una diferencia en niveles y dos para instrumentar el estimador en primeras diferencias.

En cuanto a los resultados obtenidos en niveles con instrumentos, hay que destacar las variaciones observadas en las elasticidades asociadas a los inputs con respecto a la estimación sin instrumentar: se incrementa la asociada al empleo y disminuye la correspondiente al capital privado. Por su parte, la contribución de las infraestructuras a la producción privada adquiere protagonismo. Al instrumentar en primeras diferencias se reduce la elasticidad asociada al capital privado, mientras que las dotaciones de infraestructuras de nuevo incrementan su participación. Además, cabe destacar una importante mejora en el contraste de autocorrelación de primer orden.

En todas las estimaciones realizadas no se rechaza el test de Wald de significatividad conjunta de las variables y de las dummies regionales. En el Cuadro 4, se observa que las estimaciones de las columnas (e) y (f) son válidas desde el punto de vista econométrico, comprobándose, a su vez, la gran similitud de ambas estimaciones, siendo los resultados prácticamente los mismos. Se destaca la elevada y significativa elasticidad obtenida por las infraestructuras productivas (0,25) en ambas estimaciones. Sin embargo, basándonos en la literatura existente¹⁸, elegimos el modelo de la columna (f) transformado en primeras diferencias.

Los resultados obtenidos en las estimaciones se unen al resto de resultados favorables recogidos en la amplia literatura existente. Una parte de los trabajos presentan elasticidades del stock de capital productivo que oscilan entre los valores de 0,19 (Bajo y Sosvilla, 1993) y 0,59 (Argimón et al., 1994) con datos nacionales y, en el intervalo de 0,18 (Serra y García-Fontes, 1994) a 0,243 (Mas et al, 1994a) con datos regionales¹⁹. Estas diferencias de valores tienen distintas causas: definición y estimación del stock de capital público productivo, periodo muestral y distintas especificaciones econométricas. En este sentido, hay que tener en cuenta que el objetivo planteado en este trabajo ha sido medir la capacidad de los equipamientos en unidades físicas, este es el enfoque propuesto por Biehl (1986), con el propósito de analizar el potencial de desarrollo regional, por ello la interpretación de las elasticidades difiere de la obtenida en otros trabajos.

(18) En Holtz-Eakin (1991) se propone el estimador planteado por Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988), que consiste en usar primeras diferencias para eliminar los efectos individuales y un estimador de variables instrumentales para corregir la determinación simultánea de inputs y output. Las variables instrumentales empleadas son los valores de los regresores diferenciados dos veces.

(19) En otros trabajos no se han encontrado resultados tan favorables, y las elasticidades del stock de capital público obtenidas, o bien son más reducidas (de la Fuente, 1996), o sólo se encuentran resultados significativos para algunos equipamientos (Delgado, 1998).

No es posible realizar una interpretación en términos monetarios, sino de incrementos en la capacidad del stock público. De esta manera, un incremento del 1% del indicador, que recoge la capacidad de las infraestructuras productivas de la región a partir de unidades físicas (km de carreteras, Km de ferrocarriles, etc.), supondría un aumento del 25% del producto agregado²⁰. Por este motivo, puede sorprender que la elasticidad de las infraestructuras productivas en este trabajo, sea superior a la obtenida para el capital privado. Para ello, cabe pensar que puedan existir otras variables, como el capital humano y tecnológico cuya inclusión podría restar protagonismo a las infraestructuras productivas²¹.

El empleo de un enfoque diferente para valorar el stock de infraestructuras ha permitido aportar nuevos resultados al análisis de la contribución de las infraestructuras a la producción privada regional y coherentes con el resto de estimaciones llevadas a cabo para la economía española. Por ello, tiene interés que por último se utilice esta nueva serie para analizar el tipo de rendimientos a escala de la economía española y el papel que juegan estos equipamientos productivos. Se seguirá con el método de estimación seleccionado anteriormente (primeras diferencias con variables instrumentales). Para este análisis se ha reparametrizado la ecuación (2) de la siguiente forma:

$$\text{Ln}(Y_t/L_t) = a + (\alpha + \beta + \gamma - 1)\text{Ln}L_t + \beta\text{Ln}(K\text{PRIV}_t/L_t) + \gamma\text{Ln}(\text{INFRA}_t/L_t) \quad (3)$$

En esta ecuación la no significatividad del coeficiente que acompaña al empleo $(\alpha + \beta + \gamma - 1)$ será indicio de la presencia de rendimientos a escala constantes en la totalidad de los inputs. También, es posible reparametrizar la ecuación (2) de forma que podamos contrastar el tipo de rendimientos asociados a los inputs privados:

$$\text{Ln}(Y_t/L_t) = a + (\alpha + \beta - 1)\text{Ln}L_t + \beta\text{Ln}(K\text{PRIV}_t/L_t) + \gamma\text{Ln}(\text{INFRA}_t) \quad (4)$$

La no significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo $(\alpha + \beta - 1)$ indicará la existencia de rendimientos constantes a escala en inputs privados. En el cuadro 5 se recogen los resultados obtenidos. En la columna (g) aparece la estimación de la función de producción reparametrizando mediante la especificación (3), que permite contrastar la existencia de rendimientos a escala en todos los inputs. La no significatividad, a los niveles usuales de confianza, del parámetro que acompaña al factor trabajo permite no rechazar la hipótesis de existencia de rendimientos constantes en la totalidad de los inputs. En consecuencia, los resultados de la estimación imponiendo esa restricción aparecen en la columna (h),

(20) En Cutanda y Paricio (1992 y 1993) se realizan estimaciones utilizando indicadores de dotaciones de infraestructura en unidades físicas, pero sus resultados no son comparables con los de este trabajo, ya que la no disponibilidad de series de capital privado para la economía española en ese momento determinó que en la especificación de la función estimada no se incluyesen las dotaciones de capital privado, por lo que los resultados obtenidos adolecen de los sesgos derivados de la omisión de variables relevantes, tal y como los autores exponen.

(21) Los trabajos que incluyen el stock de capital humano y tecnológico, entre otras variables, obtienen un impacto del stock de capital público menor (Fernández y Polo, 1999, Dabán y Murgui, 1997).

donde comprobamos que las infraestructuras productivas se muestran relevantes en la explicación de la producción del sector privado.

Con objeto de contrastar el tipo de rendimientos a escala asociados a los inputs privados, en la columna (i) del cuadro 5 aparecen los resultados de la estimación de la ecuación correspondiente. En este caso, la significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo y su signo permiten aceptar la existencia de rendimientos decrecientes en los inputs privados. Este resultado es coherente con el anteriormente obtenido y vuelve a poner de manifiesto el efecto positivo de las infraestructuras productivas sobre la producción privada, actuando como una externalidad que posibilita la obtención de rendimientos constantes a escala en la economía española.

Cuadro 5
RENDIMIENTOS A ESCALA
PERIODO: 1985-95

VARIABLES	Totalidad de inputs (g)	Con restricción (h)	Inputs privados (i)
LnL	-0.039 (-0.45)		-0.36 (-2.805)
LnINFRA			0.32 (3.89)
LnKPRIV/L	0.13 (2.21)	0.089 (1.25)	0.13 (2.21)
LnINFRA/L	0.32 (3.89)	0.37 (4.23)	
Test de Wald	71.0011	69.605	71.0012
Significatividad conjunta	g.l.=3	g.l.=2	g.l.=3
Autocorrelación de primer y segundo orden	0.32 -0.57	0.018 -0.61	0.32 -0.57

Se observa, por tanto, que los resultados obtenidos de la estimación de los parámetros y de la contrastación de las economías de escala están en concordancia con los de las estimaciones en términos monetarios. Más et al. (1994b) y Dabán y Murgui (1997) obtienen para las regiones españolas rendimientos a escala constantes en la totalidad de los inputs²².

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha presentado una metodología para elaborar indicadores sintéticos que permitan aproximarnos a los dotaciones regionales y aportar nuevos resultados al análisis de la contribución de las infra-

(22) No obstante, los resultados alcanzados en este trabajo difieren de los obtenidos en estos trabajos, en la medida en que en ellos existen rendimientos constantes tanto para la totalidad de los inputs, como para los inputs privados.

estructuras a la producción privada regional. Para ello, se ha empleado el análisis de componentes principales a partir de información sobre estos equipamientos en unidades físicas (km de carreteras, n^o de teléfonos, etc.). El objetivo era continuar en la línea del enfoque planteado en el trabajo de la Comisión Europea realizado por Biehl (1986) a escala regional y, de esta manera, aproximarse a la capacidad de estos equipamientos, lo que permitirá profundizar en el estudio de las desigualdades regionales.

Los indicadores elaborados muestran la correspondencia existente entre las regiones que cuentan con mayores dotaciones de infraestructuras productivas y las que alcanzan los mayores niveles de renta, poniendo de relieve la concentración de estos equipamientos en el Nordeste peninsular (Cornisa Cantábrica y parte de los ejes Mediterráneo y Ebro), Madrid y los dos archipiélagos. El hecho de que la convergencia ocurra preferentemente entre economías que parten de condiciones iniciales similares suministra un importante argumento a favor de una política regional que tenga como objetivo el aproximar la situación de partida entre las regiones de menores y mayores rentas, lo que facilitaría la convergencia. La comparación del indicador por regiones muestra la existencia de grupos de regiones con características similares y con unas tasas de crecimiento anual próximas, en línea con la evidencia a favor de la convergencia de clubes (Bajo, 1999).

Las regiones españolas han incrementado las dotaciones durante los años objeto de este estudio, lo que no ha impedido que se sigan manteniendo las distancias entre ellas. Aunque se observan unos resultados muy favorables para las comunidades que partían de menores dotaciones, logrando tasas medias superiores a la media, la gran proximidad que existe entre las tasas de crecimiento dificulta el acercamiento entre los equipamientos regionales. Estas conclusiones son similares a las obtenidas en los análisis a partir de la valoración en unidades monetarias realizada por el IVIE.

Los resultados obtenidos utilizando la función de producción Cobb-Douglas han corroborado la importancia de las infraestructuras en el crecimiento de la producción privada de la economía española, con una elasticidad elevada y, se unen a la gran diversidad de resultados favorables que se han conseguido. Éstos ponen de relieve que el intenso proceso de acumulación de capital ha resultado productivo para el sector privado de la economía española, lo que ha hecho posible la obtención de rendimientos constantes a escala en todos los inputs, frente a los rendimientos decrecientes de los inputs privados.

El impulso que las infraestructuras productivas suponen para el desarrollo regional las convierte en una herramienta de política regional y hace necesario continuar con el estudio de las implicaciones que su creación tienen para la economía española. Así pues, la base de datos propuesta permitirá examinar el papel de estas dotaciones en el proceso de reducción de las desigualdades territoriales en renta y continuar con el estudio de las implicaciones que su creación tiene para el crecimiento económico, lo cual será objeto de atención de sucesivos trabajos. Además, tiene interés continuar con esta metodología para cuantificar los equipamientos de las regiones europeas, lo que permitirá ampliar el ámbito de las comparaciones y situar los equipamientos nacionales en el entorno europeo.

ANEXOS

Cuadro A1 CATEGORÍAS Y FUENTES EMPLEADAS

Las categorías incluidas en este análisis así como sus fuentes han sido las siguientes:

CATEGORÍAS:

- Z₁: Km carreteras de alta capacidad.
- Z₂: Km de carreteras del resto de la red.
- Z₃: Km de vía doble electrificada.
- Z₄: Km de vía simple electrificada.
- Z₅: N° de líneas telefónicas instaladas.
- Z₆: Km de red de oleoductos.
- Z₇: Km de red de gasoductos.
- Z₈: Km de red de 400 Kv.
- Z₉: Km de red de 220 kV.
- Z₁₀: Km de red de 110-132 Kv.
- Z₁₁: Km de red de <110 kV.
- Z₁₂: Area de las pistas.
- Z₁₃: Dimensiones de los muelles mayores de 4m

Las fuentes estadísticas empleadas para cada una de ellas son:

• CARRETERAS

Para recoger la capacidad de la red de carreteras se ha utilizado información sobre los Kms de red de alta capacidad, que agrupa las autopistas, autovías y carreteras de doble calzada, y los Kms del resto de la red.

Las series de unidades físicas utilizadas se encuentran contenidas en las siguientes publicaciones:

- Ministerio de Fomento (varios años): *Anuario Estadístico*.
- Ministerio de Fomento (varios años): *Los transportes y las comunicaciones. Informe Anual*.
- INE (varios años): *España. Anuario Estadístico*.

• AEROPUERTOS

En el caso de los aeropuertos, la información considerada como representativa de la capacidad de los servicios suministrados ha sido el área de las pistas, de la que dependen las posibilidades de despegues y aterrizajes.

Fuentes utilizadas:

- AENA (varios años): *Memoria*.

• PUERTOS

Se ha utilizado la información de las dimensiones de los muelles mayores de 4m para recoger la capacidad de los servicios ofrecidos por estos equipamientos.

Fuentes utilizadas:

– Ministerio de Obras Públicas. Dirección General de Puertos y Costas (varios años): *Memoria de actividades*.

• FERROCARRILES

La capacidad de la red ferroviaria se ha recogido utilizando la información sobre Kms de vía doble electrificada y los Kms de vía simple electrificada.

Fuentes utilizadas:

– RENFE (varios años): *Guía y Anuario Estadístico*.

• COMUNICACIONES

Se ha utilizado la información sobre el número de líneas telefónicas instaladas para medir la capacidad de la red de comunicaciones.

Fuentes utilizadas:

– Secretaría General de Comunicaciones del Ministerio de Fomento (varios años): *Memoria*.

– INE (varios años): *España. Anuario Estadístico*.

• ELECTRICIDAD

En esta categoría se recogen los equipamientos de la red eléctrica. Para medir su capacidad se ha utilizado la información de los kms de la red de 400kv , 220Kv, 110-132kv y <110kv.

Fuentes utilizadas:

– REE (varios años): *Memoria*.

• GASODUCTOS

Para recoger su capacidad, se ha utilizado como medida los kms de red de gasoductos.

Fuentes utilizadas:

– CAMPSA (varios años): *Memoria*.

• OLEODUCTOS

La capacidad de los oleoductos se ha medido a partir de los kms de red.

Fuentes utilizadas:

– Sedigas (varios años): *Memoria de Gas*.

Cuadro A2 CUADRO DE PONDERACIONES*

VARIABLE	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	Variación***
												Media %
Carreteras(Z1)**	0.1235	0.1151	0.1265	0.1169	0.0824	0.1182	0.0801	0.0809	0.0822	0.0739	0.1231	3.61
Resto(Z2)	0.0833	0.0817	0.0771	0.0776	0.0765	0.0757	0.0744	0.0759	0.0743	0.0760	0.0789	-0.51
Fedel(Z3)	0.0960	0.0859	0.0645	0.0615	0.0544	0.0629	0.0565	0.0482	0.0551	0.0498	0.0521	-5.15
Fesel(Z4)	0.0778	0.0738	0.0625	0.0607	0.0674	0.0715	0.0685	0.0693	0.0701	0.0679	0.0671	-1.24
Comunic(Z5)	0.0769	0.0823	0.0919	0.0924	0.0936	0.0837	0.0927	0.0984	0.1013	0.1014	0.1001	2.87
Ole(Z6)	0.0272	0.0275	0.0329	0.0303	0.0325	0.0438	0.0339	0.0504	0.0382	0.0399	0.0108	-1.16
Gasol(Z7)	0.0772	0.0803	0.0885	0.1034	0.1001	0.0963	0.1001	0.0952	0.0906	0.0919	0.0978	2.62
Ele1(Z8)	0.0896	0.0816	0.0774	0.0727	0.0623	0.0683	0.0657	0.0519	0.0582	0.0555	0.0587	-3.64
Ele2(Z9)	0.0587	0.0670	0.0708	0.0736	0.1182	0.0778	0.1112	0.1097	0.1087	0.1116	0.0853	7.011
Ele3(Z10)	0.0842	0.0884	0.0804	0.0781	0.0783	0.0723	0.0752	0.0771	0.0786	0.0784	0.0785	-0.59
Ele4(Z11)	0.0511	0.0571	0.0634	0.6397	0.0668	0.0652	0.0679	0.0782	0.0763	0.0797	0.0794	4.67
Aerop(Z12)	0.0499	0.0538	0.0604	0.0639	0.0634	0.0612	0.0648	0.0601	0.0587	0.0643	0.0542	1.17
Puertos(Z13)	0.1045	0.1054	0.1032	0.1048	0.1039	0.1031	0.1088	0.1046	0.1075	0.1094	0.1138	0.89
SUMA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	

* Cada año se han calculado unas ponderaciones, que resultan de dividir las iniciales (es decir, las empleadas en el cálculo del indicador) por la suma de las mismas. De esta manera, se obtienen ponderaciones cuya suma es igual a la unidad, lo que nos permite realizar comparaciones y calcular tasas interanuales.

** Ver Cuadro A1.

*** La variación media hace referencia a la media de las variaciones interanuales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arellano, M. y Bond, S. (1988): "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD: a Guide for Users", Working Paper 88/15, Institute for Fiscal Studies, Londres.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): "La econometría de Datos de Panel", *Investigaciones Económicas* (Segunda Epoca), vol. XIV, n^o1, pp. 3-45.
- Argimón, I.; González-Páramo, J. M.; Martín, M. J. y Roldán, J. M. (1994): "La productividad e infraestructuras en la economía española", *Moneda y Crédito*, n^o 198, pp.207-240.
- Aschauer, D. (1989a): "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, n^o 2, pp. 177-200.
- Aschauer, D. (1989b): "Public investment and productivity growth in the Group of Seven", *Economic Perspectives*, Vol. 13, n^o 5, pp.17-25.
- Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): "Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988", Instituto de Estudios Fiscales, Documento de Trabajo 1/93.
- Bajo, Rubio O. (1998): "Integración regional, crecimiento y convergencia: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VI, n^o 16, pp. 121-160.
- Barro, R. (1990): "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, 98, 5, part II, pp.103-S125.
- Biehl, D. (1986): *The contribution of Infrastructure to the regional Development*, Final Report of the Infrastructure Study Group, Document, Commission of the European Communities, Parts I and II, Office for the Official Publications of the European Communities, Luxemburgo.
- Biehl, D. (1988): "Las Infraestructuras y el Desarrollo Regional", *Papeles de Economía Española*, n^o 35, pp. 293-310.
- 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.
- Cordero, G. y Gayoso, A. (1996): *El comportamiento de las economías regionales en tres ciclos de la economía española*; primera explotación de una serie (1980-1995) del VAB regional a precios constantes (base 1986), elaborada a partir de la Contabilidad Regional de España, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Cuadras, C. M. (1991): *Métodos de Análisis Multivariante*, Editorial Universitaria de Barcelona (2^a edición).
- Cutanda, A. y Paricio, J. (1992): "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.(1993): "Regional Economic Growth: The Spanish Case", *Regional Studies*, Journal of the Regional Studies Association, Vol. 28, 69-79.
- Dabán, T. y Murgui, M. J. (1997): "Convergencia y rendimientos a escala en las regiones españolas. La base de datos BD.MORES", *Información Comercial Española*, pp.66-85.
- Dabán, T.; Díaz, A.; Escribá, F. J. y Murgui, M. J. (1998): "La base de datos BD.MORES", Dirección de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo, nº D-98001.
- De la Fuente, A. (1996): "Infraestructuras y productividad. Un panorama de la evidencia empírica", *Información Comercial Española*, nº 757, pp.25-41.
- Delgado, M. J. (1998): *El Capital Público en la Economía Española*, Serie "Estudios Europeos", nº 9, Universidad Europea-CEES Ediciones.
- Eberts, R. (1986): "Estimating the contribution of urban public infrastructure to regional growth", Working Paper nº 8610, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Fernández, M. y Polo, C. (1999): "Productividad del capital público en presencia de capital tecnológico y humano", Comunicación presentada en el II Encuentro de Economía Aplicada.
- Flores de Frutos, R. y Pereira, A. (1993): "Public capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive?", Discussion Paper 93-31, Universidad de California.
- Fundación BBV (1997): *El stock de capital en la economía española*, Bilbao.
- García, I.; Gil, C., Pascual, P.; Rapún, M. (1996): "Una Metodología Multivariante para la ordenación de las infraestructuras regionales", Comunicación presentada en la XXII Reunión de Estudios Regionales.
- García-Mila, T. y McGuire, T. (1992): "The Contribution of Publicly Provided Inputs to States Economies", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 22, nº 2, pp.229-241.
- García-Mila, T.; McGuire, T. y Porter, R. H. (1995): "The effect of public capital in state-level production functions reconsidered", *The review of Economic and Statistics*, Vol. LXXVIII, pp. 162-180.
- Gramlich, E. (1994): "Infrastructure Investment: A review essay", *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, pp.1176-1196.
- Holtz-Eakin, D. (1991): "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle", NBER Working Papers Series, Working Paper Nº 4122.
- Holtz-Eakin, D.; Newey, W. y Rosen, H. S.(1988): "Estimating Vector Auto-regressions with Panel Data", *Econométrica*, Vol. 56, pp.1371-1396.

- Hulten y Schawb (1993): "Endogenous Growth, Public Capital and the Convergence of the Regional Manufacturing industries", NBER, Working Paper, n^o 4538.
- Lynde, C. y Richmond (1993): "Public capital and total factor productivity", *International Economic Review*, N^o 34, pp. 401-414.
- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994a): "Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público", *Papeles de Economía Española*, n^o 56, pp. 144-160.
- Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1994b): "Capital Público y Productividad de la economía española", *Moneda y Crédito*, n^o 198, pp.163-192.
- Munnel, A. (1990): "How does public infrastructure affect regional economic performance?", *New England Economic Review*, pp.11-32
- Munnel, A. (1992): "Infrastructure investment and productivity growth", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.6, n^o 4, pp. 189-198.
- Otto, G.D. y Voss, G. M. (1998): "Is public capital provision efficient", *Journal of Monetary Economics*, n^o 42, pp.47-66.
- Pérez, F.; Goerlich, F. J. y Mas, M. (1996): *Capitalización y crecimiento en España y sus regiones: 1955-1995*, Fundación BBV.
- Romer, P. (1990): "Rendimientos crecientes y nuevos desarrollos en la teoría del crecimiento", *Cuadernos Económicos de ICE*, n^o 46, pp. 279-305.
- Serra, D. y García-Fontes, W. (1994): "Capital público, infraestructuras y crecimiento" en *Crecimiento y Convergencia regional en España y Europa*, volumen 2, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- Ward, F. (1976): *The measurement of capital. The methodology of Capital Stock Estimates in OECD Countries*, OECD, París.

ABSTRACT

This paper classifies productive infrastructures in Spain on the basis of physical units by means of the multivariate analysis technique. The obtention of this series of synthetic indicators for Spanish the regions has enabled us to study their development over the 1985-1995 period, and to analyse their impact on private production. Our main findings show that this equipment has increased in every region, although quite important inequalities still prevail. Furthermore, we have shown that the productive infrastructures act like an externality that makes it possible to obtain constant scale returns in the Spanish economy.

Key words: Productive infrastructures, economic growth, regional policy, multivariate analysis.