

VERIFICACIÓN DE LA HIPÓTESIS DE ASCHAUER MEDIANTE UN ENFOQUE DE ECONOMETRÍA ESPACIAL

Miguel Gómez de Antonio

Universidad Complutense de Madrid

El artículo constituye un intento de cuantificar el impacto que representa el stock de capital público en el crecimiento de la renta per cápita provincial. Con este objetivo se construye un modelo teórico que permite explicar la renta per cápita provincial sin la utilización de una función de producción neoclásica. El modelo contiene dos grupos de variables, a saber, variables territoriales y variables no territoriales. Las primeras recogen aquellos fenómenos que inciden positivamente en el crecimiento económico, pero que solamente aparecen en lugares donde la concentración de recursos es elevada. Las variables no territoriales recogen aquellos factores que no necesitan de una determinada concentración de recursos para su aparición. Dentro de estas últimas variables se incluye el stock de capital público y se determina su impacto sobre el crecimiento económico. A continuación se desagrega dicho stock con el objetivo de determinar que partidas presentan un mayor impacto sobre el crecimiento económico. Las técnicas que se utilizan para la estimación del modelo, pertenecen al campo de la econometría espacial. La necesidad de utilizar estas técnicas es debida a la aparición del fenómeno de la dependencia espacial, tanto como consecuencia del fenómeno que se pretende explicar, la renta per cápita provincial, como por la utilización de datos de corte transversal espacial. Las estimaciones se llevan a cabo para los años 1981 y 1991 para comprobar si los resultados se mantienen con independencia de la fase del ciclo económico en que nos encontremos.

Palabras clave: stock de capital público, econometría espacial, dependencia espacial, economía regional.

1. INTRODUCCIÓN

Mientras que el sentido común nos dice, que la importancia de una cuestión debería verse reflejada por el número de trabajos que han sido dedicados a su estudio, a veces nos encontramos con temas en los que

no se da esta situación. Suele ocurrir que determinados temas de una importancia razonable han sido ignorados durante mucho tiempo y, de repente, aparece una cantidad desproporcionada de trabajos destinados a su estudio. Este es el caso del tema de la inversión en infraestructuras públicas. Los macroeconomistas intuyen desde hace mucho tiempo que el valor del capital público es un factor importante que afecta a la producción total, pero no es hasta época muy reciente que han proliferado gran cantidad de estudios relativos a esta cuestión.

Cuando en 1973 la productividad de la economía americana dejó de crecer, los economistas se centraron en buscar las causas de dicho descenso en temas como los precios de la energía, la regulación social, la composición de la mano de obra, las diferentes tasas de obsolescencia del stock de capital privado y otros puntos; sin prestar la menor atención al tema de la inversión pública, que desde finales de los años 60 había descendido de manera considerable. Fue Aschauer¹ en 1989 el primero que intentó relacionar la caída de la productividad del trabajo con el descenso de la inversión pública. A raíz de las publicaciones de Aschauer, en años recientes, han surgido un buen número de trabajos empíricos, que analizan la relación entre infraestructuras y productividad, utilizando distintas técnicas estadísticas, así como datos referidos a distintas muestras y regiones, con resultados muy dispares. Algunos de ellos concluyen, en la línea de Aschauer, que la rentabilidad económica del stock de infraestructuras es muy elevada, al mismo tiempo que la inversión pública es un determinante importante de la tasa de crecimiento de la renta nacional o regional. Los mismos resultados implican también, que la inversión pública podría ser muy efectiva como instrumento de política regional, pudiendo utilizarse para reducir apreciablemente las disparidades territoriales de renta dentro de un país a un coste moderado.

Sin embargo, las conclusiones de los trabajos más recientes sobre la relación entre la inversión pública y el crecimiento de la renta son más pesimistas² que las de los primeros estudios, ya que diversos autores coinciden en concluir que la aparente significatividad del capital público, parece deberse a la utilización de especificaciones inadecuadas que podrían generar problemas de regresiones espúreas o podrían llevar a no controlar adecuadamente las diferencias existentes entre regiones o países. Por lo general, los estudios con grupos de países, no son especialmente favorables a la existencia de un efecto positivo de la inversión pública sobre el crecimiento. Por el contrario, los estudios de países agregados sí lo son, así como los regionales a pesar de que la elasticidad obtenida sea menor. Algunos autores interpretan la disminución de la elasticidad del output respecto de las infraestructuras, cuando se usan datos regionales, como evidencia de que una parte de los efectos beneficiosos de las infra-

(1) Aschauer (1989a).

(2) Trabajos como los de García-Milá, McGuire y Porter (1993), Holtz-Eakin (1994), Ratner (1983), Eberts y Fogarty (1987).

estructuras se dispersan hacia otras regiones, es decir, a la existencia de efectos desbordamiento.³ Desde nuestro punto de vista, consideramos que esto ocurre como consecuencia de la utilización de técnicas de estimación que son válidas cuando utilizamos datos de series temporales, pero que pueden plantear problemas cuando utilizamos datos de corte transversal espacial. Por tanto, estos estudios deberían ser realizados utilizando técnicas de estimación específicamente espaciales como las que utilizamos en este artículo.

Para el caso español los estudios de carácter regional tampoco son uniformes a la hora de cuantificar la elasticidad de la inversión pública sobre el crecimiento de la renta per cápita. Por citar algunos ejemplos tenemos el trabajo de Mas y otros (1994a y 1996a). En el primero estiman una función de producción Cobb-Douglas con un panel de datos para las CCAA obteniendo una elasticidad del capital público productivo que oscilaba entre 0,18 y 0,24 para el periodo 1980-1989 según se impusiera la restricción de existencia de rendimientos constantes de escala para el total de los inputs o solo para los privados. Cuando tenían en cuenta la posible existencia de efectos desbordamiento las elasticidades ascendían hasta 0,21 y 0,30 respectivamente. En el segundo trabajo amplían el periodo de estudio (1964-1991) obteniendo una elasticidad menor para el capital público productivo, 0,08 cuando no se incluyen los efectos desbordamiento y 0,14 al incluirlos. García-Fontes y Serra (1994) obtienen unas elasticidades en torno al 0,02-0,06 cuando las estimaciones se realicen en niveles, mientras que si se realizan en primeras diferencias las elasticidades aumentan pero los coeficientes dejan de ser significativos. Pérez y otros (1996) analizan para el periodo 1964-1991 el impacto del stock de capital público sobre la productividad total de los factores, hallando una elasticidad de 0,09. Delgado (1998) con datos referidos a provincias españolas no encuentra evidencia empírica robusta favorable a la existencia de un efecto positivo de la dotación de infraestructuras sobre la productividad.⁴

Ante esta variedad de resultados nuestro trabajo se centra en cuantificar la relación existente entre las distintas clases de stock en infraestructuras públicas y la renta per cápita partiendo de una base teórica novedosa y utilizando técnicas econométricas de carácter espacial. Comenzamos evaluando cuáles son, desde un punto de vista teórico, las vías de influencia de la inversión pública en infraestructuras sobre la renta de una provincia, a continuación, describimos brevemente en el apartado 3 el resto de las variables utilizadas para la construcción del modelo propuesto. En el apartado 4 llevamos a cabo el análisis exploratorio del modelo para realizar el análisis econométrico del mismo en el apartado 5. Por último, dedicamos un apartado final a comentar las principales conclusiones obtenidas.

(3) Munnell (1990).

(4) Para consultar los resultados de otros trabajos que cuantifican la elasticidad de la inversión pública consultar Caramés y Lago (2002).

2. VÍAS DE INFLUENCIA DEL GASTO EN INFRAESTRUCTURAS SOBRE LA RENTA

Las vías de influencia del gasto en infraestructura sobre la renta, podemos clasificarlas entre aquellas que surgen por el lado de la oferta y las que aparecen por el lado de la demanda, pudiéndose encontrar efectos contrapuestos entre ambos.

2.1. Oferta

Parece razonable suponer, en la línea de Cutanda y Paricio (1992), que los gastos productivos del sector público ejercen efectos positivos por el lado de la oferta de la economía, si bien puede ocurrir que el gasto público por encima de un cierto nivel, limite el crecimiento potencial de la productividad y del crecimiento económico. En las primeras etapas del desarrollo, cuando todavía no existe una buena dotación de infraestructuras, la construcción de las mismas puede suponer un gran impulso para la actividad económica y, por tanto, para el crecimiento, mientras que, una vez alcanzado cierto nivel de desarrollo, el gasto en infraestructuras no parece tener un efecto tan positivo sobre el crecimiento, pudiendo provocar incluso un efecto expulsión de la inversión privada.

Desde una perspectiva neoclásica la vía por la que un incremento del capital público puede actuar deprimiendo la productividad, es haciendo que la inversión pública se sitúe por encima de los niveles deseados por los agentes racionales, produciéndose un efecto expulsión de la inversión privada. Un aumento del gasto público puede provocar un desplazamiento en mayor, igual o menor magnitud del gasto privado en inversión. El mecanismo convencional por el que esto sucede es mediante el estímulo de demanda que tal aumento del gasto provoca. La competencia del sector público por el ahorro necesario para su financiación, eleva los tipos de interés, lo cual deprime la inversión privada. Sin embargo, el incremento del capital público, en la medida en que se complementa con la inversión privada, puede aumentar la productividad marginal del capital privado. Lo que interesa, por tanto, es el grado de sustituibilidad entre el capital público y el capital privado en el proceso productivo. Esta "versión de oferta" del efecto expulsión de las infraestructuras, recuerda claramente el hecho de que muchos gastos de capital realizados por el sector público evitan, más que desplazan, gastos equivalentes por parte del sector privado, con dos efectos muy importantes: en primer lugar, libera al sector privado de acometer inversiones capaces de provocar importantes externalidades, por lo que pueden aparecer los efectos de polizón o "free rider" e infradotación y, en segundo lugar, permiten al sector privado dirigir su esfuerzo inversor contando con un entorno de infraestructuras que, en principio, eleva la productividad de la inversión privada y del resto de los factores productivos. Nos encontramos con que la generalización progresiva de las redes rápidas de transportes por carretera, la paulatina incorporación del tren de alta velocidad y la mejora y extensión de las telecomunicaciones, están mejorando sensiblemente el entorno de la actividad económica, estimulando el crecimiento. Por tanto, sería la inversión en transportes y telecomunicaciones la que, en concreto, favorecería la creación de

un entorno favorable. Por otra parte, los parques y la dotación de bienes de ocio pueden estimular la productividad de los trabajadores, entrando a formar parte de la función de producción tanto de una forma indirecta como de forma directa en la función de consumo. En cierto modo, la dotación de bienes de ocio, también favorece la creación de un entorno favorable. Aschauer (1989c) ha tratado el efecto expulsión teniendo en cuenta estas dos consideraciones, determinando que el efecto neto tiende a ser positivo dándose, por tanto, un efecto "crowding-in".

Un estudio elaborado por Argimón, González-Páramo y Roldán (1994) para el caso español, siguiendo la metodología del citado trabajo de Ashauer, pone de manifiesto un claro resultado de "crowding-in" para el gasto público en formación de capital en España, mientras que el gasto público corriente causa expulsión de la inversión privada. Los autores citados, atribuyen el resultado al aumento de la productividad del capital privado provocado por el gasto público en formación de capital.

2.2. *Demanda*

Por el lado de la demanda, y siguiendo la teoría de Kalecki, tenemos que el efecto que la inversión pública tiene como factor de producción en los costes variables y en los beneficios de las empresas, puede lograr que las empresas existentes expandan sus actividades y que nuevas empresas entren en la región. Este proceso provoca un aumento de la demanda de mano de obra, consiguiendo un aumento del empleo y una mayor masa salarial para el sector en que se lleva a cabo la inversión. A través del proceso del multiplicador, esta masa salarial mayor del sector provocará un aumento en la renta per cápita regional. Dicho crecimiento aumentará el stock de capital privado, proporcionando una base para un futuro crecimiento regional. Por tanto, vía este efecto en los costes variables y en los beneficios de las empresas del sector, la expansión (contracción) del stock de capital público puede tener un efecto positivo (negativo) sobre el crecimiento de la región en su conjunto.

El mantenimiento de la inversión en infraestructuras es, como hemos visto, una condición necesaria, para el desarrollo a largo plazo, mientras que la propia realización de infraestructuras tiene un efecto reactivador sobre la economía en su conjunto, dada la capacidad de generación de empleo y de demanda que para otros sectores productivos dispone la construcción, actividad a la que se dirigen la mayor parte de los recursos empleados en el proceso de realización de las infraestructuras. La inversión pública puede también tener un efecto mucho mayor a largo plazo en el desarrollo económico de una región, mediante la introducción de cambios estructurales en la misma. Por ejemplo, los políticos pueden utilizar la inversión pública para reorientar los sectores básicos hacia industrias con unos beneficios potenciales mayores, pueden mejorar la accesibilidad de las empresas a los nuevos mercados, etc. Este efecto será mucho más importante en las regiones menos desarrolladas que necesitan de una dotación de infraestructuras para alcanzar el desarrollo, como discutimos con anterioridad.

3. MODELO TEÓRICO

En este apartado no se pretende analizar detalladamente todo el planteamiento teórico del análisis económico ya que esto alargaría en exceso la extensión del trabajo. Por tanto, el objetivo de este apartado es definir los principales fenómenos que desde nuestro punto de vista deberían tenerse en cuenta a la hora de estimar la renta per cápita provincial. Para un análisis más detallado de cada uno de los procesos teóricos que conducen a la construcción del modelo remitimos al lector a consultar la tesis doctoral Gómez-Antonio (2001)⁵.

El modelo teórico que se propone se aleja de la función de producción tradicional. El motivo por el cual no se utiliza una función de producción es fundamentalmente de carácter teórico, pensamos que existen rendimientos crecientes a escala tanto en la variable Tamaño Medio Empresarial como en la variable de Aglomeración. El incluir estos rendimientos crecientes en la especificación de la función de producción nos alejaría de la forma funcional inicial perdiéndose las posibles ventajas de su utilización⁶. Por este motivo, nos limitamos a identificar aquellos procesos cuya aparición provoca un crecimiento en la renta per cápita provincial.

Con este objetivo diferenciamos entre procesos territoriales y procesos no territoriales. Los primeros recogen fenómenos que tienen una relación directa con la localización mas o menos concentrada de los recursos y las unidades productivas en el espacio, mientras que los procesos no territoriales aparecen con independencia de que los recursos estén concentrados o no en una misma localización geográfica. El planteamiento teórico de análisis económico que subyace tras lo que denominamos variables territoriales está basado en los aspectos espaciales de las externalidades Marshallianas, en las economías de aglomeración y en otros efectos desbordamiento que son centrales en la nueva geografía económica reflejada en los trabajos de Krugman (1991a, 1991b, 1995) y Glaeser *et al.* (1992) entre otros. La idea básica consiste en recoger la importancia que para explicar la renta de una región tienen factores que están localizados en otros lugares además de los que se encuentran en dicha región.

Para la construcción del modelo incluimos dentro de las variables no territoriales la aparición del cambio técnico en la economía, la existencia de economías internas de escala y el grado de multirregionalización de las empresas que operan en la región, conceptos ampliamente conocidos en el análisis económico y que por tanto no es necesario definir. Todos estos factores están recogidos en cualquier modelo con una base teórica postkeynesiana. Como se observa por tanto, la base teórica del modelo en su conjunto combina el planteamiento postkeynesiano con la teoría que desarrolla la Nueva Geografía Económica.

(5) Capítulo 1, pp. 38-95.

(6) Más aún, no es ninguna novedad las fuertes limitaciones que en un mundo no neoclásico se imputan a esta función de producción. En particular, desde un punto de vista postkeynesiano un buen resumen de estas críticas se recoge en Lavoie (1992), pp. 26-41.

Dentro de las variables territoriales, lo que se pretende es recoger aquellos fenómenos que se producen dentro de las aglomeraciones y que provocan el crecimiento de la renta per cápita provincial. Queremos referirnos a procesos como la aparición de economías externas espaciales, que son ganancias de rentabilidad que obtienen las empresas como consecuencia de localizarse en un lugar donde ya existen otras empresas establecidas, ventajas como por ejemplo, un aprovechamiento común de proveedores, una dotación de servicios públicos específicos, una mayor cercanía a mano de obra cualificada... También queremos recoger dentro de estas variables el proceso del multiplicador del gasto urbano, o gasto diferencial que se produce como consecuencia de que los recursos estén concentrados en el espacio, la aparición de bienes y servicios locacionales, término que pretende recoger la existencia de determinados bienes y servicios, que bien por su naturaleza o por características socioeconómicas solamente se producen y/o demandan en determinadas localizaciones, y, por último, el fenómeno de inercia locacional de la inversión, del empleo y de la demanda intermedia, concepto que recoge la tendencia de las empresas a invertir en los mismos lugares en que lo hicieron en el pasado.⁷

Por último, incluimos en el modelo la variable stock de capital público, cuyo impacto pretendemos cuantificar. A la hora de determinar que tipo de stock de capital público en infraestructuras determina un mayor crecimiento en la renta per cápita provincial se sustituye el stock de capital público total por las distintas partidas desagregadas que lo componen.

4. ANÁLISIS EXPLORATORIO

Como es habitual, en primer lugar, se lleva a cabo un análisis estadístico exploratorio del modelo para, posteriormente, realizar el análisis econométrico del mismo. Dentro del análisis exploratorio se empieza por comprobar la existencia del proceso que da lugar a la utilización de técnicas específicas espaciales, a saber, la dependencia espacial. A continuación, se justifica desde el punto de vista económico la elección de los indicadores que reflejan los procesos descritos en el apartado teórico. Como consecuencia de la utilización de modelos lineales de carácter autorregresivo, aunque no lo incluimos en este artículo, tuvimos que comprobar, mediante una serie de gráficos de dispersión y de autocorrelogramas que estos dos supuestos se cumplían para el modelo propuesto.

Las estimaciones de los modelos se realizan para dos periodos, el año 1981 y el año 1991, es decir, se escoge un año recesivo y un año expansi-

(7) Cuando estos fenómenos se producen dentro de una única aglomeración los denominamos Fuerzas de Aglomeración Urbanas (FAU), mientras que cuando se producen entre dos o más aglomeraciones los denominamos Fuerzas de Aglomeración Interurbanas (FAI). Aunque los fenómenos que recogen son los mismos, los indicadores que se utilizan para introducirlos en el modelo han de ser distintos como consecuencia del distinto ámbito geográfico en que operan, tal y como veremos en la estimación del modelo.

vo para ver si los resultados son estables en el tiempo y no se ven influenciados por motivos coyunturales.

4.1. Dependencia espacial

La necesidad de utilizar un conjunto de técnicas diferentes de las utilizadas por la econometría convencional cuando se trabaja con series espaciales, viene originada por el proceso que denominamos dependencia espacial. La dependencia espacial es más conocida bajo el nombre de autocorrelación espacial y surge como consecuencia de la relación existente entre lo que ocurre en unos lugares y en otros. En este sentido, la dependencia espacial viene determinada por una noción de localización relativa, en la que se enfatiza el efecto de la distancia. Cuando la noción de espacio se amplía más allá del sentido estricto del espacio euclídeo, incluyendo el espacio político, el espacio económico o el espacio social, nos encontramos con que la dependencia espacial es un fenómeno que aparece con frecuencia en el estudio aplicado.

La dependencia espacial puede venir originada por dos fuentes⁸. Por un lado, las particulares características de los datos espaciales y, por otro, la organización espacial de los fenómenos a estudiar. Las teorías de interacción espacial, los procesos de difusión y las jerarquías espaciales, aconsejan la utilización de modelos formales para estructurar la dependencia entre los fenómenos en diferentes localizaciones. Como resultado, lo que se observa en un punto viene determinado, en parte, por lo que ocurre en cualquier otro punto del sistema.

Por tanto, el primer paso del análisis exploratorio, consiste en determinar si nos encontramos en presencia del proceso que da origen a la aplicación de técnicas pertenecientes a la econometría espacial, a saber, la dependencia espacial. Con este objetivo aplicamos los tests de la I de Moran y la C de Geary, a la renta per cápita provincial, en cada uno de los años bajo estudio.⁹

Aplicando estos tests a la renta per cápita del año 1981, los resultados son los siguientes: el estadístico I (I de Moran) ha de ser superior a la media para que exista autocorrelación espacial. Si el valor de la I de Moran es superior a la media, lo cual ocurre cuando el "z-value" es alto y positivo, significa que en la variable dependiente (renta per cápita) aparece el proceso que acordamos en denominar dependencia espacial positiva. Si utilizamos también el test de dependencia espacial desarrollado por Geary, los resultados, como observamos en el cuadro 1, también indican la existencia de autocorrelación espacial positiva. En este caso, el estadístico "c" es inferior a la media (1) y el z-value tiene un valor alto pero

(8) Algunas trabajos interesantes para iniciarse en los modelos y técnicas de econometría espacial son los de Anselin (1988), Anselin y Bera (1998) o la revisión en castellano de Moreno y Vaya (2000).

(9) Para la realización de estos tests es necesaria la utilización de una matriz de ponderación espacial. Nosotros utilizamos una matriz de distancias interprovinciales que supera las limitaciones de una matriz de contigüidad binaria como veremos en el siguiente apartado.

negativo, indicando la presencia de autocorrelación espacial positiva, apoyando el resultado obtenido con el test de la I de Moran.

Al someter a los mismos tests a la variable dependiente, pero con observaciones del año 1991, los resultados coinciden con los obtenidos cuando se utilizan datos de 1981, podemos concluir, por tanto, que la renta per cápita es una variable en la que aparece el proceso de la dependencia espacial positiva, lo que quiere decir que las provincias con una renta per cápita alta están localizadas junto a provincias con renta per cápita alta y, que a su vez, las provincias de renta per cápita baja también se sitúan junto a provincias de renta per cápita baja.

Cuadro 1
RESULTADOS DE LOS TESTS DE DEPENDENCIA ESPACIAL

	I Moran	z-value	Media	C Geary	Media	z-value
1981	0,157067	7,37424	-0,020	0,807160	1,00	-6,12014
1991	0,195333	8,96424	-0,020	0,758508	1,00	-7,66422

Una vez que se ha comprobado la necesidad de utilizar técnicas específicamente espaciales, se pasa a justificar la elección de los indicadores para cada una de las variables explicativas.

4.2. Selección de indicadores

Nuestro modelo estima la renta per cápita en función de una serie de variables territoriales y no territoriales. Además, y como consecuencia del proceso que acabamos de observar, debemos incluir una cuarta variable explicativa de carácter autorregresivo que recoja la importancia del fenómeno de la dependencia espacial. Esta variable relaciona el valor de la variable dependiente con los valores que dicha variable toma en el resto de las provincias españolas. Una manera adecuada de relacionar lo que ocurre en un lugar, con lo que acontece en el resto de las localizaciones, consiste en la utilización de una matriz de ponderación espacial, por lo tanto, la elección de dicha matriz es el primer problema que ha de resolverse.

En un principio, se plantearon dos alternativas.¹⁰ La primera de ellas consistía en la utilización de una matriz de contigüidad geográfica de carácter binario, formada por unos y ceros. Unos, cuando las provincias en cuestión

(10) También se utilizaron otras matrices como por ejemplo una matriz de volúmenes de mercancías transportados en kilogramos, o una matriz de migraciones interprovinciales, pero no se obtuvieron coeficientes significativos para ninguna de ellas. Además, no solamente se escoge la matriz inversa de distancias por motivos empíricos, sino que desde un punto de vista teórico, el resultado de multiplicar dicha matriz por el vector de rentas per cápita provinciales actúa como un buen indicador para recoger las Fuerzas de Aglomeración Interurbanas (FAI) que se producen entre las provincias, algo que no ocurre con otras posibles matrices, que recogen intercambios pero no proximidad geográfica.

tengan algún punto de frontera en común y ceros, cuando no tengan ningún punto de frontera común. Sin embargo, el inconveniente de la elección de una matriz de este tipo, estriba en que no diferencia entre aquellas provincias que tienen una amplia frontera en común y aquellas cuyo tramo fronterizo es mucho menor, suponiendo, por tanto, una misma dependencia en ambos casos, cuando lo más probable es que exista una mayor dependencia cuanto más largo sea el tramo fronterizo. La segunda alternativa radicaba en la utilización de una matriz de distancias interprovinciales que resolviese las limitaciones de una matriz de contigüidad espacial. Esta segunda opción fue la elegida para llevar a cabo la estimación del modelo. A efectos de facilitar la interpretación de los resultados se decidió invertir la distancia entre las provincias, para que la variable explicativa $Wrpc$ tuviese una correlación positiva con la variable dependiente, o lo que es lo mismo, que cuanto más cercanas estén las provincias, más parecidas sean sus rentas per cápita.

Una vez elegida la matriz de ponderación espacial, el siguiente paso consiste en discriminar entre los distintos indicadores existentes para cada una de las variables explicativas. En el apartado teórico se planteaban los distintos procesos que daban origen al crecimiento de la renta per cápita: se distinguía entre aquellos procesos que estaban relacionados directamente con la localización de las unidades productivas y con los recursos en el espacio y aquellos que operaban independientemente de la localización relativa de las empresas en el territorio. Para cuantificar estos procesos se define, por un lado, las variables territoriales y, por otro, las variables no territoriales. El objetivo de este apartado es determinar qué indicadores hay que escoger para la medición de dichas variables.

Comenzaremos por la elección de un indicador que refleje la riqueza de las provincias españolas, es decir, empezaremos por elegir un indicador para la variable dependiente del modelo. Existen distintas posibilidades, se puede medir la riqueza por el lado de la producción o por el lado del gasto, en función de la renta disponible. Debido a que el objetivo es cuantificar el impacto del stock de capital en la renta per cápita de las provincias y, éste es mayor por el lado de la producción que por el del consumo (el efecto del stock de capital en la renta disponible es más difuso), se ha elegido un indicador que refleje la producción de la provincia en cuestión. Por el lado de la producción existe la posibilidad de utilizar el VAB o el PNB. Se decidió emplear el VAB porque nuestro objetivo es evaluar la riqueza que se genera en cada una de las provincias, independientemente de a qué provincia vaya a parar dicha renta. Además, se utiliza el VAB a precios de mercado y no a coste de los factores porque, desde nuestro punto de vista, goza de una mayor fiabilidad estadística. Para tener en cuenta de algún modo el impacto del stock de capital en la riqueza de los individuos, y no únicamente en un nivel provincial agregado, se decidió dividir el VAB entre la población de cada provincia, obteniendo así la renta per cápita (rpc). Por último, y para evitar la aparición de heterocedasticidad se ha trabajado con su raíz cuadrada (rpc).¹¹

(11) Los datos de VAB utilizados son los que facilita la Fundación BBV debido a que este organismo es el único que facilita una distribución provincial del stock de capital público.

Una vez realizada la elección del indicador que recoge el nivel de riqueza de las provincias, se pasa a analizar los distintos indicadores posibles, para las variables territoriales y no territoriales.

Por lo que se refiere a las variables territoriales, se debe utilizar algún indicador que refleje la existencia de los procesos espaciales que se han descrito en el apartado teórico, a saber: las economías externas espaciales, el proceso del multiplicador del gasto urbano, la inercia locacional de la inversión, el empleo, y la demanda intermedia, así como, la existencia de bienes y servicios locacionales.

Todos estos procesos operan en lugares con una alta concentración de recursos, por tanto, se pretende encontrar un indicador que recoja la existencia de una aglomeración. En un principio se utilizaron un gran número de indicadores, municipios mayores de 20.000 habitantes entre municipios totales, número de turismos por kms de autovía o autopista entre kms², transporte aéreo de pasajeros entre población, edificios con 5 o más viviendas entre viviendas principales, hoteles de 4 estrellas entre número de hoteles, restaurantes de 1ª entre número de restaurantes, etc. De entre todos los posibles, el que, a nuestro juicio, mejor recoge la existencia de una aglomeración, es aquel que relaciona el número de edificios con 5 o más viviendas con el número de viviendas principales (A5), ya que la concentración de recursos será mayor cuanto más edificios con viviendas principales existan en el territorio. Para construir este indicador se utilizan los datos que facilita el INE en los Censos de Locales y Viviendas.

Se decidió medir el impacto de las variables no territoriales, utilizando dos indicadores: por un lado, el tamaño medio de las empresas y por otro el stock de capital público, que es el indicador de la variable cuyo impacto se pretende cuantificar. El tamaño medio de las empresas se puede medir en función del empleo (empleo en locales con más de 100 trabajadores entre locales activos) o en función de la producción (VAB entre Número de locales activos). Se decidió utilizar la producción, ya que al medir en función del empleo no se recogen las posibles diferencias de productividad que pueden existir entre los distintos empleos. El tamaño medio empresarial así medido, puede utilizarse como un indicador que recoge las mejoras de productividad relacionadas con la aparición de innovaciones, así como el grado de multirregionalización de las empresas y la existencia de economías internas de escala, ya que es en las empresas de mayor tamaño donde con mayor intensidad aparecen estos procesos no territoriales. La notación que se utiliza para referirnos al tamaño medio es TMNA86 y para calcularlo utilizamos los datos de VAB facilitados por la Fundación BBV y el Censo de Locales y Viviendas del INE.

Por último, también se probaron varias opciones a la hora de elegir un indicador para medir el stock de capital público (tot+p) en cada una de las provincias. En la última sección de este mismo artículo también se realizan las estimaciones pertinentes para cuantificar el impacto de cada una de las partidas que componen el stock de capital público total, como por ejemplo, carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas de las CCLL, puertos, aeropuertos, educación, sanidad. Los resultados no fueron todo lo buenos que se esperaba, debido, a nuestro juicio, a la difi-

cultad que tiene la medición del stock de capital público a nivel provincial así como a los efectos desbordamiento que se producen. Cuando se intenta llevar a cabo una desagregación provincial, los sesgos en que se incurre son grandes, por lo que cuando se realizan las regresiones, los resultados no son todo lo buenos que sería deseable.

Debido a que la variable stock de capital público únicamente se tiene en pesetas constantes del año 1986, tuvimos que realizar las transformaciones pertinentes, tanto en la variable renta per cápita como en las variables explicativas, para lograr una homogeneización de los datos.¹² Una vez realizadas, estas transformaciones fueron incluidas en el cálculo de la variable tamaño medio empresarial, para, de este modo, conseguir que todas las variables explicativas, estuvieran expresadas en pesetas constantes del mismo año.

Para seleccionar entre los posibles indicadores, además de basarnos en el sentido teórico de cada indicador, utilizamos determinadas medidas estadísticas descriptivas como, por ejemplo, las correlaciones cruzadas de cada indicador con la variable dependiente.

En definitiva el modelo que se utiliza es de la forma:

$$R_{pc} = \rho W r_{pc} + \beta_1 TM + \beta_2 A5 + \beta_3 \text{Stock capital público}$$

Por último, antes de finalizar el análisis estadístico descriptivo, y con la intención de verificar gráficamente si aquellas provincias con renta per cápita alta se encuentran próximas en el espacio, al igual que las provincias de renta per cápita baja, se presenta en el siguiente apartado, un mapa de las provincias españolas, que refleja los resultados obtenidos con el test de Moran.

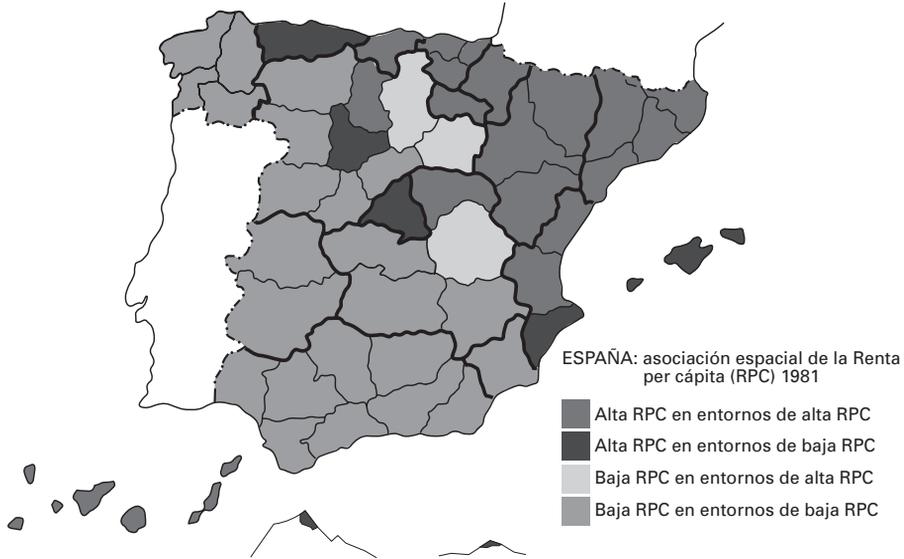
4.3. Diagrama de dispersión del test de Moran

a) Diagrama de dispersión del test de Moran correspondiente a los datos de 1981

Los resultados obtenidos con el test de la I de Moran ponen de manifiesto una clara asociación espacial en la renta per cápita de las provincias. Las provincias con una renta per cápita alta se sitúan en el Noreste de la Península, concentrándose en el resto del territorio español las provincias con una renta per cápita baja. La dependencia espacial por tanto, es claramente positiva, como reflejaban los tests de autocorrelación espacial.

(12) La serie de stock de capital público que nos facilitaba la base de datos SOPHINET, presentaba los datos en pesetas constantes con base 1986 o en pesetas corrientes. Por lo tanto debíamos deflactar dicha serie, para obtenerla en pesetas de 1981 y de 1991. Encontrar el deflactor utilizado por el BBV para obtener la serie nos fue del todo imposible, por lo que consideramos más sencillo el obtener el resto de variables explicativas en pesetas constantes del año 1986. Así se tuvo que *inflactar* la renta de 1981 y *deflactar* la del año 1991. Los datos necesarios para calcular el tamaño medio son los facilitados por el Instituto Nacional de Estadística en el Censo de Viviendas y Locales que se publican cada diez años.

Gráfico 1
DIAGRAMA GRÁFICO DE DISPERSIÓN CORRESPONDIENTE
A 1981



Sin embargo, la dependencia espacial positiva, no es perfecta, ya que, tal y como observamos al realizar el diagrama de dispersión de Moran en el gráfico 1, nos encontramos con provincias que bien por su situación geográfica, en la línea divisoria que separa provincias con rentas altas y provincias con renta baja, o bien por circunstancias específicas, se encuentran rodeadas por provincias con una renta per cápita de signo contrario. En concreto, vemos que Burgos, Soria y Cuenca tienen un nivel de renta per cápita bajo, estando rodeadas de provincias con rentas per cápita altas. Como se observa en el gráfico 1, también puede ocurrir lo contrario, como es el caso de Oviedo, Valladolid, Madrid, Alicante y Mallorca; estas provincias tienen una renta per cápita alta, mientras que las provincias que las rodean tienen una renta per cápita baja.

b) Diagrama de dispersión del test de Moran correspondiente a los datos de 1991

Como se comprueba en el gráfico 2, la asociación espacial se mantiene cuando utilizamos los datos del año 1991, e incluso, en cierto modo se acentúa, concentrándose todavía en mayor medida en el cuadrante Noreste las provincias con renta per cápita alta. Burgos es la única provincia que pasa de tener una renta per cápita baja en el año 1981 a una renta per cápita alta en el año 1991. Mientras que son más las provincias, que de ser consideradas como provincias de renta per cápita alta, pasan a tener una renta per cápita baja (Gran Canaria, Tenerife, Asturias, Palencia, Oviedo y Cantabria). Como podemos ver, las provincias que experi-

mentan cambios están cercanas en el espacio, apoyando la teoría de la dependencia espacial. En general la mayoría de las provincias mantienen su posición relativa sin experimentar cambios significativos.

Gráfico 2
DIAGRAMA GRÁFICO DE DISPERSIÓN CORRESPONDIENTE
A 1991



Una vez realizado el análisis exploratorio del modelo, y verificada la necesidad de utilizar técnicas de estimación de econometría espacial, nos encontramos en disposición de realizar el análisis econométrico del modelo.

5. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

Para incluir el fenómeno de la dependencia espacial se han desarrollado numerosos enfoques, nosotros seguiremos el desarrollado por Anselin (1988) tanto en la justificación de la necesidad de utilizar técnicas econométricas espaciales como en los estadísticos y en las técnicas de estimación. Este autor incorpora la dependencia espacial en el modelo de regresión lineal de dos maneras distintas, como un regresor adicional en forma de una variable dependiente retardada, modelo espacial tipo lag, o incorporándola en la estructura de los errores, modelo espacial tipo error. Por otro lado, en el modelo espacial tipo error tenemos modelos de carácter autorregresivo, y modelos de medias móviles. Nosotros

utilizamos un modelo espacial autorregresivo tipo lag,¹³ ya que las técnicas de estimación son menos complejas, aunque perfectamente se hubiera podido llevar a cabo la modelización del modelo espacial tipo error utilizando un modelo espacial de medias móviles obteniéndose, presumiblemente, resultados similares.

El modelo espacial tipo lag parece tener un mayor sentido teórico, ya que modeliza la variable dependiente, incluyendo una variable autorregresiva que relaciona la renta per cápita de cada provincia con la de las restantes, mientras que el modelo espacial tipo error modeliza la dependencia espacial en los residuos, perdiendo por ello todo sentido teórico, ya que los residuos pueden estar recogiendo otros procesos además del mencionado. Por otro lado, desde un punto de vista empírico los diagnósticos de dependencia espacial facilitados por el modelo convencional aconsejan, como veremos a continuación, la utilización de un modelo espacial tipo lag para modelizar la dependencia espacial. Luego existe acuerdo tanto desde el plano teórico como desde un punto de vista empírico acerca de modelizar la dependencia espacial utilizando un modelo espacial tipo lag.

Antes de estimar un modelo de regresión lineal de carácter espacial se presenta un modelo de regresión convencional por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), para poner de manifiesto la necesidad de considerar un modelo espacial que tenga en cuenta la dependencia espacial y, a su vez, determinar la elección del mismo.

5.1. Impacto del stock de capital público agregado sobre la renta per cápita provincial mediante un modelo de regresión convencional.

Los resultados obtenidos cuando se realiza la estimación del modelo de regresión lineal mediante la técnica de Mínimos cuadrados Ordinarios (MCO) son significativos para todas las variables explicativas como se observa en el cuadro 2.

No obstante, hemos de comprobar que se cumplen todos los diagnósticos de especificación necesarios para asegurar la validez de los resultados. En el cuadro 3 se facilitan una serie de tests basados en el Principio de los Multiplicadores de Lagrange, que comprueban la existencia de dependencia espacial remanente en los residuos, facilitando además un indicio acerca de cuál sería la mejor forma de modelizar dicha dependencia espacial, si con un modelo espacial tipo lag o con un modelo espacial tipo error.

(13) Las estimaciones también han sido realizadas utilizando un modelo espacial autorregresivo tipo error, aunque no se presentan los resultados debido a que se incurría en problemas de especificación del modelo. Los resultados son similares a los obtenidos con el modelo de regresión lineal convencional que se presenta a continuación en este trabajo y pueden verse en la tesis doctoral de Gómez-Antonio (2001) publicada por el Instituto de Estudios Fiscales.

Cuadro 2
COEFICIENTES DE REGRESIÓN

VARIABLES	COEFICIENTES (t-value)	
	Año 1981	Año 1991
Constante	0,489223 (11,52)	0,42967 (9,08)
Tamaño Medio (tmna86)	0,013673 (4,73)	0,0180903 (7,66)
Aglomeración (A5)	2,54961 (2,99)	1,51126 (2,57)
Stock de Capital Público (tot+p)	0,192039 (3,10)	0,244064 (4,78)

Cuadro 3
DIAGNÓSTICOS DE DEPENDENCIA ESPACIAL

Test	AÑO 1981		AÑO 1991	
	<i>Valor</i>	<i>Prob,</i>	<i>Valor</i>	<i>Prob,</i>
I de Moran (error)	5,15	0,000000	5,68	0,000000
Lagrange Multiplier (error)	5,49	0,019104	7,21	0,007241
Robust LM (error)	0,02	0,890541	0,38	0,540163
Kelejian-Robinson (error)	0,84	0,932964	1,16	0,884437
Lagrange Multiplier (lag)	9,50	0,002058	19,62	0,000009
Robust LM (lag)	4,02	0,044857	12,79	0,000045

Para el año 1981 los residuos no se distribuyen según una normal por lo que hemos de ser cautos a la hora de interpretar estos diagnósticos¹⁴. El test de la I de Moran pone de manifiesto la existencia de dependencia espacial en los residuos en ambos periodos, ya que presenta una probabilidad asociada igual a cero. La dependencia espacial en los residuos

(14) Anselin y Florax (1995), p. 40 demuestran que, basándose en los resultados de algunas estimaciones de MonteCarlo, el efecto de la presencia de errores no normales en el poder de los contrastes es pequeña. No obstante, las estimaciones han sido realizadas utilizando ambos modelos espaciales (lag y error), y están disponibles a petición del lector, ya que estos tests únicamente facilitan una primera aproximación acerca de que modelo utilizar, pero no ofrecen resultados concluyentes.

aparece como consecuencia de la exclusión de una variable relevante, como es la localización en el espacio o dependencia espacial, reflejada en los modelos espaciales mediante la matriz de distancias interprovinciales multiplicada por la renta per cápita, en el modelo tipo lag, o por los residuos en el modelo tipo error. A continuación, aparece un test basado en el principio de los Multiplicadores de Lagrange, que requiere de normalidad en los residuos para su correcta interpretación, por lo que en virtud de lo dicho anteriormente hemos de ser prudentes con su interpretación para el modelo del año 1981. Dado que su probabilidad asociada no tiende a cero en ninguno de los dos periodos, se concluye que, aunque existe dependencia espacial, quizá la mejor manera de recogerla no sea utilizando un modelo espacial tipo error. El test de "Kelejian-Robinson" no requiere de normalidad en los residuos y ofrece resultados que apoyan la hipótesis nula de existencia de dependencia espacial, sin embargo, no nos permite determinar la mejor manera de especificar la autocorrelación espacial presente.

Según un gran número de experimentos, basados en las simulaciones de MonteCarlo¹⁵, es la comparación entre el test basado en el principio de los Multiplicadores de Lagrange para el modelo lag y para el modelo error (LM lag y LM error), la mejor guía para optar por un modelo tipo error o por un modelo tipo lag. Los tests basados en el principio de los Multiplicadores de Lagrange para determinar si debemos utilizar un modelo tipo Lag ofrecen resultados más satisfactorios, ya que obtienen valores mucho más elevados y las probabilidades asociadas están más próximas a cero.

Podemos concluir que, tanto para el año 1981 como para el año 1991, los resultados coinciden a la hora de determinar un primer indicio acerca de la mejor manera de especificar la dependencia espacial. En ambos casos se recomienda la utilización de un modelo espacial tipo lag frente a un modelo espacial tipo error. Como, por otro lado, tal y como se expuso en párrafos anteriores, el modelo tipo lag es superior desde un punto de vista teórico al modelo tipo error, existe unanimidad acerca de la utilización de un modelo espacial tipo lag.

No obstante se presentan las elasticidades obtenidas para cada una de las variables explicativas con la técnica de estimación de MCO con el objetivo de que el lector pueda comprobar en qué medida se ven afectados los resultados como consecuencia de la incorrecta especificación del modelo.

Como se observa en el cuadro 4 para el año 1981, la variable Tamaño Medio explica el 64,45% de la renta per cápita, la variable Aglomeración explica un 19,51% y el Stock de Capital público un 16,05%.

(15) Véase Anselin y Rey (1991).

Cuadro 4
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO DE LAS VARIABLES
AÑO 1981

	Elasticidades	Poder explicativo
Tamaño Medio	0,2608410	64,45%
Aglomeración	0,0789424	19,51%
Stock de Capital público	0,0649143	16,05%

Por el contrario para el año 1991, se tiene que la proporción de la variable Tamaño Medio a la hora de explicar la renta per cápita es del 66,67%, la de la variable aglomeración del 13,46%, y la del Stock de Capital del 19,81%.

Cuadro 5
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO DE LAS VARIABLES
AÑO 1991

	Elasticidades	Poder explicativo
Tamaño Medio	0,3726436	66,67%
Aglomeración	0,0751777	13,46%
Stock de capital público	0,1106321	19,81%

Una vez realizada la estimación del modelo utilizando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios, y comprobada la necesidad de tener en cuenta el fenómeno de la dependencia espacial, pasamos a realizar la estimación del mismo utilizando un modelo espacial tipo lag, tal y como se desprende del análisis previo.

5.2. Impacto del stock de capital público sobre la renta per cápita provincial mediante un modelo de regresión espacial tipo lag.

El objetivo en este punto del análisis es doble, por un lado cuantificar el impacto del stock de capital público agregado, y por otro determinar cuál o cuáles de las distintas partidas que componen dicho stock, ejercen una influencia mayor sobre el crecimiento de la renta per cápita provincial.

Impacto del stock de capital público agregado sobre la renta per cápita provincial

Existen *distintas técnicas* para estimar un modelo espacial tipo Lag, a saber, la técnica basada en la función de máxima verosimilitud, la de variables instrumentales, el método generalizado de los momentos, métodos de estimación robustos basados en técnicas de remuestreo como el calzador o el "jackknife", etc.. Nosotros realizamos las estimaciones utilizando dos de estas técnicas, la basada en la función de máxima verosimilitud y la de variables instrumentales, esta última como técnica

de estimación robusta¹⁶, ya que en algunos de los modelos se incumplen determinados diagnósticos de especificación necesarios para la correcta utilización del método de máxima verosimilitud. De todas formas los resultados obtenidos mediante ambos métodos no varían significativamente independientemente de la técnica de estimación utilizada.

Cuadro 6
COEFICIENTES DE ESTIMACIÓN PARA EL MODELO
DEL CAPITAL PÚBLICO TOTAL

VARIABLES	1981		1991	
	COEFICIENTES (z-value)		COEFICIENTES (z-value)	
TÉCNICA DE ESTIMACIÓN	MV	VI	MV	VI
Variable autorregresiva (Wrpc)	0,638122 (13,86)	0,632711 (13,14)	0,51659 (11,55)	0,517664 (11,15)
Tamaño Medio (tmna86)	0,0136176 (5,47)	0,0138559 (5,49)	0,0166642 (8,20)	0,0166271 (8,06)
Aglomeración (A5)	1,90618 (2,59)	1,88449 (2,56)	1,19356 (2,39)	1,19459 (2,39)
Capital Público total (tot+p)	0,134152 (2,39)	0,13815 (2,43)	0,179222 (3,91)	0,178478 (3,82)

Los diagnósticos de especificación son correctos para el año 1981 y para 1991, salvo que para el año 1981, al igual que en el caso de los MCO, no se cumple el diagnóstico de normalidad en los residuos, por lo que se ha utilizado una técnica de estimación robusta, la de las Variables Instrumentales. En ninguno de los dos periodos, como observamos en el cuadro 7, se detecta la presencia de heterocedasticidad, ya que las probabilidades asociadas a los tests de Breusch-Pagan no están próximas a cero, por lo tanto, podemos afirmar que se cumple la hipótesis nula de homocedasticidad.

A continuación, mediante el test de Razón de Verosimilitud, comprobamos que el modelo lag propuesto es adecuado para modelizar la dependencia espacial existente entre la renta per cápita y Wrpc, ya que este test mide la intensidad con que la matriz de ponderación espacial recoge la existencia de dependencia espacial. Como se observa en el cuadro 7 el test LR tiene un valor alto para ambos años (75,353969 para el año 1981 y 62,267549 para el año 1991) y una probabilidad asociada igual a cero.

(16) Las estimaciones son realizadas utilizando como instrumentos una media ponderada del vector de rentas per cápita para las provincias limítrofes con la técnica Window Average.

Cuadro 7
DIAGNÓSTICOS DE ESPECIFICACIÓN

	Año 1981		Año 1991	
Test de Wald (Normalidad)	57,35	Prob=0,000000	1,024279	Prob=0,599212
Test de Breusch-Pagan	2,96	Prob=0,398084	7,080564	Prob=0,502043
Test Spatial B-P	2,96	Prob=0,398083	7,805644	Prob=0,502043
Test LR	75,35	Prob=0,000000	62,26755	Prob=0,000000
Test LM	3,34	Prob=0,067484	5,221625	Prob=0,022307

El último diagnóstico de especificación que facilitamos permite comprobar que no queda ningún remanente de dependencia espacial en los residuos, ya que, si así fuera, no estaríamos utilizando un modelo apropiado. Con este objetivo utilizamos un test basado en el principio de los Multiplicadores de Lagrange que debe obtener un valor bajo del estadístico y una probabilidad asociada que no tienda a cero para que el resultado sea satisfactorio. En ambos modelos los resultados permiten afirmar que la modelización es correcta indicando que no existe un remanente de dependencia espacial en los residuos con una probabilidad aproximada del 95%.

Para finalizar y poder concluir que no hemos incurrido en problemas de especificación en el modelo, debemos comprobar que se cumple la regla $W > LR > LM$ (lag). Donde W es el "z-value" asociado al coeficiente estimado del parámetro autorregresivo elevado al cuadrado, LR es el valor que obtenemos al calcular el test de razón de verosimilitud para comprobar si la matriz elegida recoge el fenómeno de la dependencia espacial y, por último, LM (lag) es el valor obtenido al realizar un test basado en el principio de los multiplicadores de Lagrange, que facilitamos en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios y que orienta acerca de si el modelo elegido ha de ser tipo error o tipo lag (por comparación con el LM (error)).

Año 1981	Año 1991
$W > LR > LM$ (lag)	$W > LR > LM$ (lag)
192,07 > 75,35 > 9,497	133,36 > 62,26 > 19,62

Como se puede comprobar esta relación se cumple para ambos periodos, confirmando la correcta especificación del modelo. Por lo que se presentan, a continuación, las elasticidades obtenidas por las variables explicativas, así como, el poder explicativo de cada una de ellas.

Cuando se utilizan los modelos espaciales tipo lag, tal y como se ha argumentado en apartados anteriores, aparece una cuarta variable explicativa de carácter autorregresiva que refleja la importancia de la distancia en la especificación del modelo¹⁷. Para el año 1981, la variable explicativa

(17) Dependencia espacial y Fuerzas de Aglomeración Interurbanas (FAI).

Tamaño Medio empresarial tiene un poder explicativo de la renta per cápita del 25,97%, la variable Aglomeración del 5,9%, mientras que la variable Stock de Capital público y la variable autorregresiva, tienen un poder explicativo del 4,53% y 63,59% respectivamente. Sin embargo, para el año 1991 el poder explicativo de la variable Tamaño Medio aumenta hasta el 34,31%, la variable aglomeración mantiene su poder explicativo, el stock de capital público duplica su valor, mientras la variable autorregresiva disminuye su aportación hasta el 51,63%.

Como se puede observar, el poder explicativo de las variables tamaño medio, aglomeración y stock de capital público, es bastante inferior al obtenido utilizando la técnica MCO, obteniendo la variable autorregresiva la mayor parte del poder explicativo, debido a la importancia de la dependencia espacial por un lado y a la existencia de Fuerzas de Aglomeración Interurbanas (FAI), ya que de algún modo la distancia entre las provincias está recogiendo los vínculos que existen entre aglomeraciones cercanas.

Cuadro 8
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO
DE LAS VARIABLES. TÉCNICA DE MÁXIMA VEROSIMILITUD

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,2570224	0,3421754	25,97%	34,31%
Aglomeración	0,0583928	0,0591848	5,9%	5,93%
Stock de Capital público	0,0448649	0,0809814	4,53%	8,12%
Variable autorregresiva Wrpc	0,62931680	0,5149079	63,59%	51,63%

Cuadro 9
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO
DE LAS VARIABLES. INSTRUMENTOS WINDOW AVERAGE

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,2643303	0,3413954	26,43%	34,23%
Aglomeración	0,0583487	0,0592327	5,83%	5,94%
Stock de Capital público	0,0466984	0,0806409	4,7%	8%
Variable autorregresiva Wrpc	0,6307189	0,5159508	63,09%	51,74%

La existencia de esta diferencia en el poder explicativo de la variable stock de capital público, ratifica la importancia de la inversión pública en el crecimiento, ya que en el año 1991, se llevaron a cabo numerosas inversiones en infraestructuras, sobre todo en carreteras, lo que explica el

mayor peso de la variable stock de capital público a la hora de modelizar el crecimiento de la renta per cápita provincial para el año 1991.

Es probable, tal y como se argumentó en la revisión de la literatura, que dichas inversiones provoquen un efecto de arrastre sobre el resto de sectores de la economía vía el "efecto del multiplicador Keynesiano", produciéndose un aumento en el VAB. Por tanto, se puede concluir que la inversión pública puede ser muy efectiva como instrumento de política regional para disminuir las diferencias territoriales de renta dentro de un mismo país.

Se observa un aumento en el poder explicativo de la variable Tamaño Medio acompañado de un descenso similar en la variable autorregresiva. Esto puede ser debido a que el crecimiento económico puede estar produciéndose por factores de oferta, que están recogidos en la variable Tamaño Medio, más que por factores de demanda que están recogidos en la variable autorregresiva.

Impacto del stock de capital público desagregado sobre la renta per cápita provincial

a) Introducción

Una vez que hemos cuantificado el impacto del stock de capital público agregado sobre la renta per cápita provincial, el siguiente paso consiste en determinar qué componentes de dicho agregado ejercen una influencia mayor sobre la renta per cápita provincial. Con este objetivo, en primer lugar se diferencia entre el stock de capital público productivo, el stock de capital público social y se analiza también el impacto del stock de capital público del "*resto de funciones de las Administraciones Públicas*"¹⁸.

Dentro del stock de capital público productivo se incluyen las series de stock en infraestructuras de carreteras, en infraestructuras hidráulicas, en estructuras urbanas de las Corporaciones Locales, en Puertos, en Aeropuertos y el stock de capital en Ferrocarriles. En el stock de capital público social, se incluyen las series de stock de capital en educación y en sanidad.

b) Impacto del stock de capital público productivo

Como se puede observar en el cuadro 10, todos los coeficientes son significativos, pero para poder aceptar estos resultados como válidos, ha de comprobarse que se cumplen los diagnósticos de especificación. El único diagnóstico que no se cumple para 1981 vuelve a ser el de norma-

(18) Dentro de esta partida se incluye el stock de capital en vivienda, en orden público y seguridad (Policía, justicia, prisiones...), en servicios culturales, religiosos y recreativos... en definitiva, todas aquellas inversiones públicas que no estaban incluidas en las partidas anteriores.

lidad en los residuos. Para el modelo del año 1991 los residuos si se distribuyen siguiendo una normal, pero aparece el fenómeno de la heterocedasticidad, por tanto, se deben comparar los resultados obtenidos con aquellos que se obtienen al utilizar la técnica de estimación robusta de las Variables Instrumentales. Como se puede observar en el cuadro 5 los coeficientes estimados coinciden, independientemente de la técnica de estimación utilizada, por lo que la no normalidad en los residuos no invalida los resultados obtenidos.

Cuadro 10
COEFICIENTES DE ESTIMACIÓN PARA EL MODELO
DEL STOCK DE CAPITAL PÚBLICO PRODUCTIVO

VARIABLES	1981		1991	
	COEFICIENTES (z-value)		COEFICIENTES (z-value)	
TÉCNICA DE ESTIMACIÓN	MV	VI	MV	VI
Variable autorregresiva (Wrpc)	0,642 (14,34)	0,639 (13,61)	0,538 (12,51)	0,540 (12,08)
Tamaño Medio (tmna86)	0,0139 (5,52)	0,0140 (5,49)	0,0165 (7,97)	0,016 (7,81)
Aglomeración (A5)	1,891 (2,57)	1,881 (2,56)	1,349 (2,69)	1,350 (2,69)
Capital Público Productivo (Kp+p)	0,139 (2,42)	0,142 (2,42)	0,197 (3,59)	0,195 (3,50)

A continuación se calculan las elasticidades obtenidas por cada variable, así como el poder explicativo de cada una de ellas.

Cuadro 11
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO
DE LAS VARIABLES. TÉCNICA DE MÁXIMA VEROSIMILITUD

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,2636981	0,339438	26,63%	34,04%
Aglomeración	0,0579538	0,066909	5,9%	6,7%
Stock de Capital público Productivo	0,0349891	0,054827	3,53%	5,49%
Variable autorregresiva Wrpc	0,6336223	0,536060	63,99%	53,75%

Cuadro 12
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO DE LAS VARIABLES. INSTRUMENTOS WINDOW AVERAGE

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,265495	0,337527	26,84%	33,85%
Aglomeración	0,057616	0,066921	5,82%	6,71%
Stock de Capital público Productivo	0,035386	0,054302	3,58%	5,45%
Variable autorregresiva Wrpc	0,630815	0,538107	63,76%	53,98%

Los resultados obtenidos, se encuentran en la línea de los que se obtenían, cuando se estimaba el impacto del stock de capital público total. Es decir, se produce un aumento en el poder explicativo de la variable Tamaño Medio, acompañado de un descenso similar en la variable autorregresiva. Esto puede ser debido a que, tal y como se comentó con anterioridad, el crecimiento económico esté produciéndose por factores de oferta, que se recogen en la variable Tamaño Medio, más que por factores de demanda que se recogen en la variable autorregresiva (FAI).

Una vez cuantificado el impacto del stock de capital público productivo sobre la renta per cápita, se analiza el impacto del stock de capital público de carácter social, en el que está comprendido el stock de capital público en sanidad y en educación.

c) Impacto del stock de capital público social

Los resultados obtenidos cuando se intenta cuantificar el impacto del stock de capital público social, indican la ausencia de causalidad entre dicho stock y el crecimiento de la renta per cápita provincial, ya que, tal y como se observa en el cuadro 13, el contraste de significación del coeficiente de estimación presenta un valor inferior a 2, y no puede ser considerado como significativo. Para el año 1991 se observa un resultado parecido, por lo que tampoco en este año se puede concluir que el capital público social tenga un impacto significativo en la renta per cápita provincial. Si las estimaciones se llevan a cabo utilizando la técnica de variables instrumentales, los resultados prácticamente coinciden, tal y como puede verse en el cuadro 8.

Como consecuencia de estos resultados no se deben eliminar estas políticas públicas, ya que no inciden en el crecimiento de la renta per cápita, sino más bien parece indicar un problema de medición. No cabe duda que una mejor dotación de infraestructuras sanitarias y, sobre todo, educativas influye positivamente sobre el crecimiento y desarrollo de las economías. Por otra parte, como sugiere Drucker (1989), las infraestructuras educativas y sanitarias pueden desempeñar un papel importante como factor de localización industrial por su atracción de mano de obra más cualificada, propietaria de las dotaciones de capital humano más valiosas.

Sin embargo, dicha influencia positiva presentaría retardos muy superiores a los de otras infraestructuras. Es decir, mientras que la propia realización de infraestructuras productivas provoca un impacto de demanda en la economía, además de los beneficios que éstas otorgan a los individuos, nos encontramos con que el impacto de un buen servicio de educación reporta beneficios más en el largo que en el corto plazo. Lo mismo ocurre con las inversiones en sanidad, la propia construcción de hospitales tiene un impacto positivo en el crecimiento de la renta, pero los beneficios para la economía del conjunto de estas inversiones, son beneficios futuros, como el que los agentes puedan seguir produciendo gracias a los avances de la medicina, que permiten curar determinadas enfermedades.

Cuadro 13
COEFICIENTES DE ESTIMACIÓN PARA EL MODELO
DEL STOCK DE CAPITAL PÚBLICO SOCIAL

VARIABLES	1981		1991	
	COEFICIENTES (z-value)		COEFICIENTES (z-value)	
TÉCNICA DE ESTIMACIÓN	MV	VI	MV	VI
Variable autorregresiva (Wrpc)	0,73 (14,64)	0,73 (13,77)	0,63 (11,84)	0,63 (10,92)
Tamaño Medio (tmna86)	0,01 (4,73)	0,01 (4,70)	0,01 (6,42)	0,01 (7,38)
Aglomeración (A5)	2,39 (3,21)	2,38 (3,21)	1,59 (2,87)	1,00 (2,02)
Capital Público social (ks+p)	-0,43 (-0,79)	-0,41 (-0,74)	0,15 (0,29)	0,03 (0,05)

Una vez analizado el impacto del capital público productivo y del capital público social en el crecimiento de la renta per cápita provincial, el siguiente paso consiste en determinar qué partidas, dentro del capital público productivo, presentan un mayor impacto en el crecimiento de la variable renta per cápita provincial.

Por lo que se refiere al stock de capital público productivo, se realizan las estimaciones utilizando el mismo nivel de desagregación que se comentaba con anterioridad. A saber, stock de capital en carreteras, stock de capital en infraestructuras hidráulicas, stock de capital en estructuras urbanas de las CCLL, stock de capital en aeropuertos, en puertos y en ferrocarriles¹⁹.

(19) A la fecha de finalización de este trabajo los datos no se encuentran disponibles.

No obstante, únicamente se presentan aquellos modelos para los que se han obtenido resultados significativos, en concreto, para el stock de capital en carreteras. La explicación por la cual sólo se obtienen impactos positivos para esta variable radica en que es esta partida la que mayor volumen de inversión presenta, por lo que el efecto de arrastre sobre el resto de la economía es superior. Por otra parte, este tipo de infraestructuras es tipo red, con los beneficios que esto reporta a la economía en su conjunto, frente a las infraestructuras de carácter puntual, que solamente revierten en el crecimiento económico del lugar en que se realizan.

d) Impacto del stock de capital público en carreteras

Cuadro 14
COEFICIENTES DE ESTIMACIÓN PARA EL MODELO
DEL STOCK DE CAPITAL PÚBLICO EN CARRETERAS

VARIABLES	1981		1991	
	COEFICIENTES		COEFICIENTES	
	(z-value)		(z-value)	
TÉCNICA DE ESTIMACIÓN	MV	VI	MV	VI
Variable autorregresiva (Wrpc)	0,654344 (15,53)	0,649064 (14,80)	0,529288 (13,76)	0,530465 (13,33)
Tamaño Medio (tmna86)	0,0140328 (5,52)	0,0143043 (5,56)	0,017279 (8,87)	0,0172489 (8,73)
Aglomeración (A5)	1,58688 (2,04)	1,55705 (2,00)	1,09201 (2,29)	1,09269 (2,30)
Capital Público en carreteras (carret+p)	0,218765 (2,40)	0,224494 (2,45)	0,33982 (4,69)	0,338971 (4,63)

Tal y como se comprueba en el cuadro 14, todos los coeficientes de regresión son significativos, ya que tienen unos valores "z" asociados superiores a 2. Los residuos del modelo del año 1981, no se distribuyen de forma normal por lo que nuevamente se han de comparar los resultados obtenidos con los que se producen cuando se utiliza una técnica de estimación robusta como es la de Variables Instrumentales. Para el año 1991, además de la no normalidad en los residuos nos podemos encontrar con potenciales problemas de heterocedasticidad. No obstante, al igual que se hizo en el modelo anterior, no se realizan las transformaciones pertinentes en busca de homocedasticidad, ya que se presentan también las estimaciones utilizando una técnica de estimación robusta. Como se observa en los cuadros 15 y 16, el poder explicativo de las variables es prácticamente idéntico al que presentamos cuando se utilizaba la técnica de estimación de la Máxima Verosimilitud, pudiendo por tanto aceptar estos resultados como correctos.

Cuadro 15
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO
DE LAS VARIABLES. MV

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,2644338	0,3542236	26,76%	35,58%
Aglomeración	0,0485336	0,0540586	4,91%	5,43%
Stock de Capital público carreteras	0,0307502	0,0601237	3,11%	6,03%
Variable autorregresiva Wrpc	0,6443098	0,5270788	65,21%	52,95%

Cuadro 16
ELASTICIDADES Y PODER EXPLICATIVO
DE LAS VARIABLES. INSTRUMENTOS WINDOW AVERAGE

	Elasticidades		Poder explicativo	
	Año 1981	Año 1991	Año 1981	Año 1991
Tamaño Medio	0,269745	0,353570	27,29%	35,55%
Aglomeración	0,047658	0,054090	4,82%	5,43%
Stock de Capital público carreteras	0,031580	0,059970	3,19%	6,02%
Variable autorregresiva Wrpc	0,639602	0,527828	64,70%	53,05%

Como se puede observar, los resultados obtenidos están en línea con los ya conocidos, tanto cuando se pretendía medir el impacto del stock de capital público total, como en el caso en que se medía el impacto del capital público productivo. Lo más destacable es el aumento del poder explicativo de la variable Tamaño Medio, acompañado de una disminución en un porcentaje parecido en el poder explicativo de la variable autorregresiva.

Por otra parte, tal y como se comprueba en los cuadros de elasticidades, se ha duplicado el impacto de la variable stock de capital público en carreteras, posiblemente, y como ya se comentó con anterioridad, debido al gran número de inversiones en carreteras que se realizaron en el año 1991. Esta hipótesis se ve reforzada con los resultados de este modelo, ya que independientemente de la técnica de estimación que se emplee, el impacto del stock de capital público en carreteras es aproximadamente el doble para el año 1991 que para 1981.

6. CONCLUSIONES

Por último se recogen a continuación las principales conclusiones obtenidas.

1ª - La variable que mejor recoge la dependencia espacial, tanto desde un punto de vista teórico como empírico, para los años analizados en este trabajo, es aquella que resulta de multiplicar una matriz inversa de distancias interprovinciales por un vector de rentas per cápita provinciales.

2ª - Se comprueba en el análisis empírico, que aquellos procesos que se han descrito en el apartado teórico, son determinantes para explicar el crecimiento de la renta per cápita provincial. Estos procesos tienen lugar tanto en el año 1991, que es un año de expansión económica, como en el año 1981, que es un año de recesión económica, ya que los indicadores que los recogen, son significativos para los dos años analizados.

3ª - Los resultados obtenidos cuando se lleva a cabo la modelización utilizando un modelo espacial tipo Lag son muy parecidos, por no decir iguales, independientemente de la técnica que utilizemos para realizar la estimación. El poder explicativo de la variable tamaño medio para el año 1981 está en torno al 26%, para la variable de aglomeración, cercano al 6%, para el stock de capital público agregado, en torno al 4,5% y para la variable autorregresiva, alrededor del 63%, tanto cuando se utiliza la técnica de máxima verosimilitud, como cuando se emplea la técnica de las variables instrumentales. Lo mismo sucede para el año 1991, ya que en dicho año la variable tamaño medio permite un poder explicativo algo superior, en torno al 34%, la variable de aglomeración, un 5,94%, la variable de inversión pública, cercano al 8% y la variable autorregresiva, en torno al 51,7%. La robustez de los resultados frente a las distintas técnicas, es un buen síntoma a la hora de ratificar la existencia de los procesos descritos en el apartado teórico.

4ª - Los resultados están en la línea de los obtenidos por Aschauer, a la hora de determinar el papel positivo de la inversión pública en el crecimiento de la renta per cápita. Según las técnicas de estimación utilizadas, dicho impacto oscila en torno al 4,53% para el año 1981 y en torno al 8,12% para el año 1991. La existencia de esta diferencia en el poder explicativo de la variable stock de capital público, ratifica la importancia de la inversión pública en el crecimiento, ya que durante este periodo, se llevaron a cabo numerosas inversiones en infraestructuras, sobre todo en carreteras, a raíz del ingreso de España en la Unión Europea, lo que explica el mayor peso de la variable stock de capital público a la hora de modelizar la renta per cápita provincial. Es probable, tal y como se argumenta en la revisión de la literatura, que dichas inversiones provoquen un efecto de arrastre sobre el resto de sectores de la economía, vía el "efecto del multiplicador Keynesiano", produciéndose un aumento en el VAB. Por tanto, se puede concluir que la inversión pública puede ser muy efectiva como instrumento de política regional, con el objetivo de disminuir las diferencias territoriales de renta dentro de un mismo país.

5ª - Cuando se lleva a cabo la desagregación del capital público nos encontramos con que es difícil obtener resultados significativos para las distintas partidas que lo componen. Esto es debido, a que cuando se realizan estudios de economía regional, si se desagrega demasiado la partida que se pretende medir, las influencias de dicha variable pueden verse difuminadas como consecuencia de los posibles efectos desbordamiento.

El hecho de que las infraestructuras existentes en una región, sirvan para mejorar las comunicaciones de las regiones limítrofes, provoca la infravaloración de los efectos del capital público cuando se lleva a cabo una desagregación del mismo. No obstante, a pesar de no poderse determinar la significatividad de muchas de ellas, se pone de manifiesto que el capital público productivo tiene un impacto sobre el crecimiento de la renta per cápita del 3,53% para el año 1981 y del 5,45% para el año 1991. Sin embargo, para el capital público social no se ha podido cuantificar su impacto en la renta per cápita provincial, por haberse encontrado con potenciales problemas de medición. Es decir, siguiendo el argumento de Drucker (1989), mientras la propia realización de infraestructuras productivas provoca un impacto de demanda en la economía, además de los beneficios que éstas infraestructuras reportan a los individuos, en el caso de las infraestructuras sociales, aunque su construcción también provoca un impacto de demanda en la economía, los beneficios que reportan a los ciudadanos, son beneficios futuros, como por ejemplo que los individuos puedan seguir produciendo, gracias a los avances en la medicina, y que puedan llegar a puestos de mayor responsabilidad, gracias a su mayor nivel educativo. Además, la mayoría del gasto en capital público social es gasto corriente por lo que no se recoge en la partida stock de capital público social, no así el stock de capital público productivo, donde la mayoría del gasto es gasto de capital, y puede que ésta sea otra explicación de por qué no es significativo el coeficiente de regresión de la variable stock de capital público social.

Por otra parte, de las partidas que componen el stock de capital público productivo, es la del stock de capital público en infraestructuras de carreteras, la que presenta un mayor impacto en el crecimiento de la renta per cápita provincial. En concreto, para el año 1981 esta variable presenta un poder explicativo del 3,11%, y para el año 1991 del 6,03%. Estos resultados están en la línea de los que se obtenían cuando se medía el impacto del stock de capital público total y el stock de capital público productivo. Se refuerza por tanto la hipótesis de que el mayor poder explicativo que presenta el stock de capital público, tanto total como productivo, puede venir ocasionado por la mayor cantidad de infraestructuras de carreteras que se llevaron a cabo a principios de la década de los noventa.

Por último, la inversión pública puede tener también un efecto mucho mayor a largo plazo, en el desarrollo económico de una región, mediante la introducción de cambios estructurales en la misma. Así por ejemplo, los políticos pueden utilizar la inversión pública para reorientar los sectores básicos hacia industrias con unos beneficios potenciales mayores, pueden mejorar la accesibilidad de las empresas a los nuevos mercados, etc.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anselin L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht.
- Anselin L. y Florax, R. (1995): *New directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.

- Anselin L. y Rey, S. (1991): "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models", *Geographical Analysis*, vol. 23, pp. 112-131.
- Anselin, L. (1996): *SpaceStat VERSION 1.80 User's guide*, Regional Research Institute, West Virginia.
- Anselin, L. y Bera, C. M. (1998): "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics", en Ullah, A. y Giles, D.E. (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, Nueva York, pp. 237-289.
- Argimón, I.; González-Páramo, J.M.; Martín, M.J. y Roldán, J.M. (1994): "Productividad e infraestructuras en la economía española", *Moneda y crédito*, nº 198, pp. 81-131
- Aschauer, D. A. (1989a): "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, pp. 177-200.
- Aschauer, D. (1989b): "Public investment and Productivity Growths in the group of seven", *Economic Perspectives* (Federal Reserve Bank of Chicago), septiembre-octubre, pp. 17-25.
- Aschauer, D.A. (1989c): "Does public capital crowd out private capital?", *Journal of Monetary Economics* vol. 24, nº , pp. 171-188.
- Banco Bilbao Vizcaya (varios años): *La Renta Nacional y su distribución provincial*, Fundación BBV, Bilbao.
- Bhaduri, A. (1986): *Macroeconomics: the dynamics of commodity production*, Radical Economics, Macmillan.
- Bueno Lastra, J. (1990): *Los desequilibrios regionales, teoría y realidad española*, Ediciones Pirámide, Madrid.
- Caramés, L. y Lago, S. (2002): *Los Efectos del Gasto Público sobre el Crecimiento Económico: el caso de las Comunidades Autónomas*, Instituto de Estudios Económicos de Galicia, La Coruña.
- Cutanda, A. y Paricio, J. (1992): "Crecimiento económico y desigualdades regionales: el impacto de las infraestructuras", *Papeles de Economía Española*, nº 51, pp. 83-101.
- Delgado M. J. (1998): *El Capital Público en la Economía Española*. Estudios Europeos nº 9, Universidad Europea-CEES ediciones, Madrid.
- 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*, Secretaría de Estado de Hacienda. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid, pp. 339-346.
- Eberts, R. y Fogarty, M. (1987): "The role of public investment in regional economic development", Working Paper 8703, Federal Reserve Bank of Cleveland.

El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas (vol I, II, III, y IV). Fundación BBVA/IVIE.

García-Fontes, W. y Serra D. (1994): "Capital público, infraestructura y crecimiento", en Esteban J. M. y Vives (dirs.), *Crecimiento y Convergencia Real en España y Europa*, volumen 2, Instituto de Análisis Económico-CSIC, Barcelona, pp. 451-457.

García-Milá, T.; McGuire, T.J. y Porter, R.H. (1993): "The effect of Public Capital in State-level Productions Functions reconsidered", Economics Working Paper nº 36, Barcelona, Universidad Pompeu Fabra.

Glaeser, E.; Hedi, D. K.; Scheinkman, J. A. y Shleifer, A. (1992): "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, vol. 100, nº 6, pp. 1126-1152.

Goerlich, F.J. y Mas M. (2001): *La Evolución Económica de las Provincias españolas (1955-1998)*, Fundación BBVA, Bilbao.

Gómez-Antonio, M. (2001): *Una evaluación del impacto del stock de capital público en el crecimiento de la renta per cápita de las provincias españolas, para el periodo 1981-1991, mediante el empleo de técnicas econométricas de carácter espacial*, Investigaciones nº4/01, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Holz-Eakin, D. (1994): "Public sector capital and the productivity puzzle", *Review of Economic and Statistics*, vol. 76, pp. 12-21.

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

Krugman, P. (1991b): "Increasing returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, vol 99, nº 3, pp. 483-499.

Krugman, P. (1995): *Development, Geography and Economic Theory*, MIT Press, Cambridge.

Lavoie, M. (1992): *Foundations of post-keynesian economic analysis*, Edward Elgar, Aldershot.

Mas M.; Maudos J.; Pérez F. y Uriel, E. (1994): "Capital Público y productividad en las regiones españolas", *Moneda y Crédito*, nº 198, pp. 163-192.

Mas M.; Maudos J.; Pérez F. y Uriel E. (1996): "Infraestructures and productivity in the Spanish Regions", *Regional Studies*, vol. 30, nº 7, pp. 641-649.

Moreno, R.; Artis, M.; López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997): "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth", *International Journal of Development Planning Literature*, vol. 12, nº 1-2, pp. 81-108.

Moreno, R. y Vayá, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*, Edicions de la Universitat de Barcelona, Barcelona.

Munnell, A. H. (1990): "How does public infrastructure affect regional economic performance", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, enero-febrero, pp. 3-22.

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

Ratner, J.B. (1983): "Government Capital and the production function for U.S. private output", *Economics Letters*, vol. 13, pp. 213-17.

ABSTRACT

A model for explaining regional per capita income has been constructed in this paper. Two types of variables have been used: territorial and non-territorial. One of the non-territorial variables that has been introduced in the model, for the purpose of checking Aschauer's hypothesis, is public capital stock. This capital stock has also been broken down into its different components in order to determine which of them has a major impact on economic growth. We first differentiate between social and productive public capital stock, and from all the components that conforms productive capital stock the results give special attention to the public capital investment in roads. Spatial Econometric techniques have been used in this paper because of the existence of spatial dependence in regional per capita income.

Key words: public capital stock, spatial econometrics, spatial dependence, regional economics.