

Impacto de la inversión en infraestructuras sobre el producto, la ocupación y la inversión privada en España*

Oriol Roca Sagalés

Universitat Autònoma de Barcelona. Departament d'Economia Aplicada.

Alfredo M. Pereira

The College of William and Mary. Department of Economics.

Recibido: enero de 1998

Aceptado: julio de 1998

Resumen

En este artículo se pretende definir un modelo que permita evaluar el impacto de la inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones sobre el comportamiento de la economía española. Se propone un modelo de vectores autorregresivos, para la estimación del impacto de un *shock* en la tasa de crecimiento del capital público sobre las variables PIB, capital privado y trabajo. Los datos cubren el período 1970-1991. Se considera la estimación de un modelo agregado referente al total de la economía, y también cuatro modelos sectoriales, lo cual permite la estimación de como se reparten los efectos económicos entre los sectores considerados.

Palabras clave: capital público, vectores autorregresivos, análisis sectorial.

Abstract. *The impact of infrastructural investment on GDP, employment and private investment in Spain*

In this article we define a model which allows the evaluation of transport and communication infrastructural investment on the Spanish economy. More specifically, a vector autoregression model is proposed for the estimation of the impact of a public investment impulse on GDP, private capital and labor. Using Spanish economy data for the period 1970-1991, the model is estimated firstly for the whole economy and secondly for four different sectors corresponding to agriculture, manufacturing, construction and services. As a result, the sectoral distribution of the total effects is also measured.

Key words: Public capital, Vector Autorregressions, Sectoral analysis.

* Queremos agradecer los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos que han permitido una mejora sustancial del artículo. Los errores existentes son imputables únicamente a los autores.

1. Introducción

La dotación de infraestructuras que tenga una determinada área o región ha ocupado en los últimos años un lugar destacado en la discusión sobre que medidas de política económica pueden impulsar un mayor desarrollo económico regional. Situando el análisis en el entorno de la Europa comunitaria, algunos artículos (Camagni y otros, 1991; De la Dehesa y Krugman, 1992) señalan que la existencia del Mercado Único y la próxima formación de la Unión Económica y Monetaria va a suponer una clara tendencia hacia el aumento de los desequilibrios regionales. Esta visión es compartida por la propia Comisión de la Unión Europea (UE) desde hace ya algunos años, la cual además señala explícitamente que la falta de infraestructuras actúa como un estrangulamiento para el desarrollo de las regiones más pobres y por tanto es un factor que impide el proceso de convergencia en la UE (ver Acta Única Europea 1986, Tratado de Maastricht 1992). Resultado de esta preocupación la inversión en infraestructuras, sobretodo de transportes y comunicaciones, a través de los fondos estructurales comunitarios se ha convertido en uno de los principales instrumentos de política económica en manos de la UE para contribuir a que se produzca una convergencia real entre los Estados miembros.

Históricamente, España se ha visto privada de una planificación continua de infraestructuras, lo que ha provocado un retardo patente en cuanto a dotación de infraestructuras de transportes y comunicaciones respecto a las instaladas en los otros Estados miembros de la UE. Tal y como ponen de relieve diversos trabajos que tratan de cuantificar la dotación de infraestructuras de los Estados comunitarios, uno de los peor situados es España (De Rus y otros, 1995; Folgado, 1991). La necesidad de modernizar y ampliar la red existente de infraestructuras, respondería a intentar que la situación periférica de la economía española en el mercado europeo no provoque unos costes de acceso demasiado elevados que impidan mejorar la competitividad de los productos españoles. El déficit en cuanto a dotación de infraestructuras en nuestro país sería uno de los factores que impediría altas tasas de crecimiento que permitieran la convergencia. Sería de esperar, por lo tanto, que los efectos económicos de la inversión en infraestructuras fueran significativos y cuantitativamente importantes.

Considerando los trabajos más recientes, destaca la utilización de modelos econométricos que tratan de evaluar los efectos económicos del capital público a partir de la elasticidad de la producción respecto al capital público en una función de producción en la que éste es un factor de producción adicional al trabajo y capital privado. Fue la aparición de un conocido artículo de Aschauer (1989a) el que inició el debate sobre la evaluación empírica de los efectos del capital público sobre el *output* y su nivel de crecimiento. Aschauer (1989a) parte de una función de producción Cobb-Douglas que incluye el stock de capital público y encuentra una fuerte relación positiva entre el capital público y la productividad del capital y total. Antes de la realización de este trabajo, otros autores (Ratner, 1983; Eberts, 1986; Costa y otros, 1987), utilizando diferentes enfoques, ya habían señalado una relación positiva entre estas magnitudes, pero, por unas u otras razones, no generaron un debate tan importante ni tanta literatura y polémica como el trabajo de Aschauer. Posiblemente, tal como señala Munnell (1990),

las fuertes advertencias en términos de política económica que hace este autor a partir de los resultados que obtiene ayudaron a su mayor repercusión. Una descripción detallada de las aportaciones más significativas sobre el tema de la relación entre la inversión en infraestructuras y la dotación de capital público con el producto y su nivel de crecimiento, se puede encontrar en Draper y Herce (1994) y Gramlich (1994). En general, tal y como señala De la Fuente (1996), no aparecen conclusiones claras del debate aún no concluido en la literatura sobre la importancia del capital público.

Los trabajos realizados se diferencian en los datos utilizados (nivel de agregación geográfico y/o sectorial), en la definición de capital público (qué se incluye en esta variable), en la especificación de la función de producción (Cobb-Douglas, translogarítmica), y en el tratamiento del enfoque econométrico (niveles o diferencias, series temporales o datos de panel, efectos fijos y aleatorios). A pesar de que no exista un acuerdo unánime sobre cuales son los efectos del capital público, los términos del debate y la aproximación metodológica son en casi todos los casos los ya apuntados por Aschauer. Así, el debate sobre si el capital público es productivo o no, se ha centrado en el tamaño de la elasticidad del *output* respecto al capital público, estimada esta a partir de un enfoque uniecuacional de funciones de producción estáticas que incluyen trabajo, capital privado y capital público como *inputs* y, PIB como *output*. Si la elasticidad obtenida es significativamente diferente de cero entonces se entiende que el capital público afecta el *output* y por tanto que es productivo. Implícitamente el capital público es considerado una variable exógena no afectada por las variables del sector privado y los efectos del capital público son medidos bajo el supuesto que la inversión en capital público no afecta los niveles de los *inputs* privados.

Una de las críticas que se hace a este enfoque es el de la utilización de funciones de producción. En este sentido Hulten y Schwab (1992) argumentan que la relación entre las infraestructuras y el crecimiento económico es demasiado compleja como para reflejarla en una única ecuación, en una función de producción. La estimación directa de funciones de producción presenta algunos problemas, sobretodo relacionados con la posible endogeneidad de los *inputs* o factores productivos, lo que podría llevar a estimaciones sesgadas. Para superar esta limitación algunos autores proponen la estimación de funciones de costes (Berndt y Hansson, 1992; Mamuneas y Nadiri, 1991; Finn, 1993) y/o beneficios (Deno, 1988; Lynde y Richmond, 1992) que reflejen el comportamiento optimizador de las empresas. El problema de esta opción es que exige disponer de muchos más datos (precios de los factores, beneficios obtenidos), lo que limita enormemente su posible utilización.

Por otra parte, son varios los trabajos (Aschauer, 1989a; Munnell, 1990; Garcia-Milà y otros, 1996; y con datos referentes a la economía española Mas y otros, 1993) que descomponen el stock de capital público en distintos tipos y encuentran un mayor efecto del capital público productivo. La evidencia empírica parece mostrar, pues, que la composición que se considere del capital público es relevante en el sentido que las infraestructuras ligadas directamente al proceso productivo —que son las que se consideran en este artículo— presentan un efecto como mínimo más positivo y más significativo que las sociales.

Por otra parte, los diferentes trabajos realizados con el objetivo de estimar los efectos del capital público ponen de relieve que el nivel de agregación geográfica de los datos tiene una influencia directa sobre el valor de las elasticidades estimadas del *output* respecto al capital público, de manera que a mayor desagregación territorial, más pequeña es la elasticidad estimada (ver Munnell, 1990; Eisner, 1991; Garcia-Milá y McGuire, 1992; Holtz-Eakin y otros, 1995; y Garcia-Milá y otros, 1996; y para el caso español Más y otros 1993, Garcia-Fontes y Serra, 1994; y De la Fuente, 1994). La reducción de las elasticidades en aumentar el grado de desagregación territorial se explica por la presencia de *spillover effects* o efectos difusión, que el capital público genera en otras regiones o áreas vecinas, y que no son capturados por una función de producción regional.

Centrándonos en los estudios empíricos aplicados a la economía española, cabría destacar en primer lugar el trabajo de Ventura (1992) que analiza el impacto de la inversión pública utilizando datos de las comunidades autónomas (CCAA) para el período 1982-1986. Las estimaciones no se realizan a partir de la estimación de funciones de producción sino en base a regresiones donde se incluye el valor añadido bruto (VAB), tasa de paro, e inversión pública y privada. Los resultados no muestran evidencia a favor de que la inversión pública tenga un efecto positivo sobre la privada ni sobre el VAB en las CCAA españolas durante el período considerado. Los trabajos que se han centrado en estimar el valor de la elasticidad del PIB respecto del capital público partiendo de una función de producción Cobb-Douglas con series agregadas referentes a la economía española han dado los valores que se pueden encontrar en la tabla 1.

Las diferencias entre las distintas elasticidades estimadas provienen, por una parte, de la definición y estimación de las series de capital público que se utilizan, y por otra parte, del método de estimación econométrica. De la Fuente (1994) realiza un buen resumen de las contribuciones al estudio de los efectos de las infraestructuras en el caso de la economía española. En general, los diferentes trabajos no coinciden en los valores estimados pero sí en poner de relieve los efectos positivos del capital público sobre el PIB. Esta tendencia es también corroborada por los pocos trabajos que se han realizado a nivel regional para la economía española. Mas y otros (1993), en base a un modelo econométrico con datos de panel referido al período 1980-1989, obtienen una elasticidad considerablemente inferior a la obtenida con los datos agregados pero significativa y positiva (0,09) para el que clasifican como capital público productivo. Garcia-Fontes y Serra (1994) hacen diversas estimaciones considerando distintas especificaciones para el período 1980-88, y obtienen en todos los casos elasticidades positivas de entre

Tabla 1. Estudios referentes a la economía española.

	Elasticidad estimada	Período	Variable PK considerada
Bajo y Sosvilla (1993)	0,19	1964-1988	Corrales y Taguas (1991)
Argimón y otros (1993)	0,59	1964-1989	Argimón y Martín (1993)
Mas y otros (1993)	0,29 - 0,35	1964-1989	IVIE (1993)
García-F. y Serra (1994)	0,18 - 0,27	1969-1988	Estimación propia

0,02 y 0,38. Cabría añadir en este repaso el artículo de Flores y otros (1998) que utilizando una metodología distinta, basada en un modelo multi-ecuacional dinámico, obtienen una elasticidad del PIB del 0,21.

En este trabajo se propone un modelo econométrico dinámico de vectores autorregresivos (VAR) que permita estimar los efectos de oferta derivados de la inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones. En concreto se estima el impacto que un *shock* en la tasa de crecimiento de este tipo de capital público tiene en el largo plazo sobre las variables producto interior bruto (PIB), trabajo y capital privado. Se considera, por una parte, la estimación de un modelo agregado a partir de la información referente al total de la economía, y por otra parte, cuatro modelos referentes a los sectores agrícola, industrial, construcción y servicios. La principal aportación de éste artículo es la de la aplicación de la metodología econométrica desarrollada a las series desagregadas por sectores, lo cual hace posible considerar cuatro modelos sectoriales que permiten aportar evidencia empírica sobre el diferente impacto que la inversión en capital público tiene para los distintos sectores de la economía. Un estudio en esta dirección podría clarificar cuales son los principales beneficiarios de un mayor crecimiento del capital público y suministrar información muy válida para un debate de gran actualidad como es el de como financiar las infraestructuras de transporte.

El artículo se estructura de la siguiente manera. En el siguiente apartado se describe la información estadística utilizada referente a la economía española y el tratamiento de la misma para poderla incorporar en el modelo. La elección de un modelo de vectores autorregresivos como instrumento econométrico a utilizar para la estimación de los efectos de oferta de las infraestructuras, así como las especificaciones de los modelos VAR para los datos agregados y también desagregados sectorialmente, son los aspectos que se tratan en el apartado 3. En el apartado 4 se obtienen las estimaciones del impacto de un *shock* en la tasa de crecimiento del capital público sobre las otras variables consideradas y se calcula como los efectos se reparten entre los distintos sectores. Finalmente, el último apartado recoge las principales conclusiones del trabajo, comparando los resultados con los obtenidos para la economía española por otros autores.

2. Análisis de datos

En este apartado se definen las características de las series de datos incorporadas al modelo, y se investiga el orden de integración de las diferentes series temporales. A continuación se estudia la posibilidad de que exista cointegración.

2.1. Datos: fuentes y descripción

Se consideran las variables producto interior bruto (PIB), ocupación y capital privado, las tres variables a nivel agregado y desagregado sectorialmente, y también el capital público. Los datos hacen referencia a la economía española y cubren el período 1970-1991¹.

1. Los datos utilizados están a disposición del lector que los solicite.

Las series utilizadas son obtenidas de varias fuentes, siempre utilizando la misma fuente para datos agregados y desagregados (sectoriales). Se trata de una serie corta de datos debido a que, tal como se pone de relieve en este apartado, hay limitaciones estadísticas importantes que impiden alargar las series. En este sentido, todos los trabajos aplicados a la economía española que tratan de estimar el impacto del capital público sufren de esta limitación y utilizan series de entre 20 (García-Fontes y Serra, 1994) y máximo 28 datos (Flores y otros, 1998).

Los datos de *output* se obtienen de las cuentas nacionales, *Contabilidad Nacional de España* del Instituto Nacional de Estadística (INE). Los datos de ocupación se obtienen de dos fuentes: a partir del tercer trimestre de 1976 de la *Encuesta de Población Activa del Instituto Nacional de Estadística*; y para el período 1970-76 se ha utilizado la información de *Población, Actividad y Ocupación en España (reconstrucción de las series históricas 1960-1978)*. De esta segunda fuente se han extraído las tasas de crecimiento de la ocupación de los cuatro sectores y para el total y se ha aplicado a la información que a partir de 1976 suministra la *Encuesta de Población Activa*, evitando así los posibles problemas derivados de las distintas fuentes de información. Los datos de ocupación son trimestrales y se ha utilizado como cifra anual la media de los trimestres por años naturales.

Las series de capital privado y público son obtenidas de *El stock de capital en España y sus comunidades autónomas. Volumen III* (Fundación BBV, 1995). Las series de capital privado hacen referencia al capital neto e incluyen sólo al conjunto de activos duraderos, tangibles y reproducibles; se excluyen el inmovilizado inmaterial, las existencias, el inmovilizado en curso y los terrenos y bienes naturales. En el caso del capital público se consideran sólo las infraestructuras referentes a las áreas de transporte y comunicaciones (carreteras, puertos, aeropuertos y estructuras ferroviarias). Se incluyen las infraestructuras de las administraciones estatal, autonómica y local. Los datos referentes al stock de capital tanto privado como público son anuales, lo cual limita enormemente el análisis dado que condiciona que se tenga que trabajar con datos de tipo anual. Así, para estudiar el período 1970-1991 se dispone sólo de 22 observaciones de tipo anual por serie. Todas las variables se expresan en miles de millones de pesetas de 1990 excepto las de ocupación que son en miles de trabajadores.

En la desagregación sectorial de los datos para España se consideran cuatro sectores: agricultura, industria, construcción y servicios. El sector agricultura, que comprende alrededor del 5% del *output* total, incluye agricultura, ganadería y pesca. Industria, con aproximadamente el 26,6% del *output* total, incluye minería y la producción de bienes duraderos y no duraderos. El sector construcción representa sobre el 9,8% del *output* total. Finalmente, el sector servicios comprende el 59% del *output* total e incluye transporte y sector público, comercio y finanzas. Estas proporciones corresponden al último año de la muestra utilizada (1991). Una mayor desagregación no ha sido posible debido a la poca disponibilidad y consistencia de los datos referentes a la década de los años setenta.

2.2. Análisis univariante

La metodología econométrica tradicional exige que las series sean estacionarias. La no estacionariedad de las variables a considerar puede implicar regresiones espúreas (Granger y Newbold, 1974). En este sentido, Tatom (1991) considera inválidos los resultados obtenidos por otros autores y por él mismo porque las ecuaciones estimadas contienen variables no estacionarias. Dado que la especificación en diferencias evita el problema de regresión espúrea, se recomienda diferenciar las variables aparentemente no estacionarias antes de estimar las regresiones (Hamilton, 1994). Además, para evitar posibles problemas de heterocedasticidad todas las estimaciones se realizan en logaritmos.

Para determinar el orden de integración de una variable es preciso un análisis univariante de la serie. Así, se prueba la hipótesis nula de una raíz unitaria en los datos agregados y desagregados por sectores de las series *output*, trabajo, capital privado y capital público. Esto se hace por un lado aplicando el contraste aumentado de raíces unitarias de Dickey-Fuller o test ADF (Dickey y Fuller, 1979) y por otro lado con el test de raíces unitarias de Kwiatkowski o test KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, 1992).

Los resultados del test aumentado de Dickey-Fuller son los que aparecen en la tabla 2. En cuanto a las series agregadas, en tres de los cuatro casos —en todas las series menos la de capital privado— el valor del test ADF es mayor que el valor crítico al 5%. Por tanto, la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria no puede ser rechazada. Estos resultados parecen sugerir que las series no sean estacionarias. A continuación se aplica nuevamente el test ADF sobre las series en primeras diferencias para probar la posibilidad de que un proceso estacionario en primeras diferencias sea una buena aproximación para las series a nivel agregado. En este caso sólo la serie de capital público presenta un estadístico ADF mayor que el valor crítico al 5%, y por tanto podríamos rechazar la no estacionariedad de las series agregadas referentes al PIB, ocupación y capital privado cuando se toman en primeras diferencias. Si se aplica el test a las variables en segundas diferencias, los resultados señalan que todas las series siguen entonces un proceso estacionario. En resumen, y por lo que es refiere a los datos agregados, el test ADF llevaría a escoger una especificación en primeras diferencias para la producción, ocupación y capital privado y segundas diferencias para el capital público.

Respecto a las variables referentes a los cuatro sectores considerados —series de producción, ocupación y capital privado para los sectores agricultura, industria, construcción y servicios— en nueve de los doce casos, el valor del test ADF es mayor que el valor crítico al 5% o al menos al 1%. Por tanto, la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria no puede ser rechazada. Haciendo el test ADF a las series en primeras diferencias se observa que en siete de los doce casos se podría rechazar la existencia de raíz unitaria. No queda claro, pues, si tomar todas las series en primeras diferencias sería una buena aproximación. Si se cogen la producción y ocupación en primeras diferencias y el capital privado en segundas, rechazaríamos la no estacionariedad en nueve de los doce casos. Parece que los estadísticos obtenidos con el test ADF no aportan aún suficientemente evidencia sobre cual sería la aproximación más adecuada.

Tabla 2. Análisis univariante. Test aumentado de Dickey-Fuller. Probando la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuos de las series originales y en primeras diferencias. El número de retardos se ha escogido a partir del criterio de Akaike y la inclusión de componente determinístico se ha considerado cuando aparecía como estadísticamente significativo.

Sector	Variable	Componente determinístico	Núm. óptimo retardos(AIC)	Test estadístico	Valores críticos	
					5%	1%
España-total	<i>Y</i>	Constante y tendencia	1	-3,46	-3,66	-4,50
	<i>L</i>	Constante	3	-2,97	-3,04	-3,86
	<i>K</i>	Constante y tendencia	1	-6,40	-3,66	-4,50
	<i>PK</i>	Constante y tendencia	1	-3,01	-3,66	-4,50
	<i>D(Y,1)</i>	Ninguno	1	-2,05	-1,96	-2,70
	<i>D(L,1)</i>	Ninguno	1	-2,22	-1,96	-2,70
	<i>D(K,1)</i>	Constante	2	-3,20	-3,04	-3,86
	<i>D(PK,1)</i>	Ninguno	1	-1,14	-1,96	-2,70
	Agricultura	<i>Y</i>	Constante y tendencia	0	-4,11	-3,65
<i>L</i>		Constante y tendencia	0	-8,33	-1,96	-2,68
<i>K</i>		Constante y tendencia	3	-3,60	-3,00	-3,75
<i>PK</i>		Constante y tendencia	1	-3,01	-3,66	-4,50
<i>D(Y,1)</i>		Ninguno	0	-6,25	-1,99	-2,69
<i>D(L,1)</i>		Constante	0	-3,38	-3,02	-3,81
<i>D(K,1)</i>		Const. y Tendencia	3	-2,79	-3,71	-4,62
<i>D(PK,1)</i>		Ninguno	1	-1,14	-1,96	-2,70
Industria		<i>Y</i>	Constante y tendencia	1	-4,87	-3,66
	<i>L</i>	Constante y tendencia	3	-3,47	-3,69	-4,57
	<i>K</i>	Constante y tendencia	1	-4,94	-3,66	-4,50
	<i>PK</i>	Constante y tendencia	1	-3,01	-3,66	-4,50
	<i>D(Y,1)</i>	Ninguno	1	-3,34	-1,96	-2,70
	<i>D(L,1)</i>	Ninguno	3	-2,37	-1,96	-2,69
	<i>D(K,1)</i>	Ninguno	2	-2,13	-1,96	-2,71
	<i>D(PK,1)</i>	Ninguno	1	-1,14	-1,96	-2,70
	Construcción	<i>Y</i>	Ninguno	2	0,44	-1,96
<i>L</i>		Constante	1	-2,77	-3,02	-3,81
<i>K</i>		Constante y Tendencia	2	-4,23	-3,67	-4,53
<i>PK</i>		Constante y Tendencia	1	-3,01	-3,66	-4,50
<i>D(Y,1)</i>		Ninguno	1	-2,44	-1,96	-2,70
<i>D(L,1)</i>		Ninguno	1	-1,66	-1,96	-2,70
<i>D(K,1)</i>		Ninguno	2	-3,30	-1,96	-2,70
<i>D(PK,1)</i>		Ninguno	1	-1,14	-1,96	-2,70
Servicios		<i>Y</i>	Constante y Tendencia	3	-2,46	-3,69
	<i>L</i>	Constante y Tendencia	3	-1,89	-3,69	-4,57
	<i>K</i>	Constante y Tendencia	1	-4,18	-3,66	-4,50
	<i>PK</i>	Constante y Tendencia	1	-3,01	-3,66	-4,50
	<i>D(Y,1)</i>	Ninguno	0	-0,92	-1,96	-2,69
	<i>D(L,1)</i>	Ninguno	0	-1,56	-1,96	-2,69
	<i>D(K,1)</i>	Constante	1	-2,92	-3,03	-3,83
	<i>D(PK,1)</i>	Ninguno	1	-1,14	-1,96	-2,70

La aplicación del test KPSS a las series de los datos agregados (Tabla 3) confirma la no estacionariedad de las series y sugiere primeras diferencias para las series *output* (PIB), ocupación y capital público y segundas diferencias para el capital privado. Los estadísticos KPSS obtenidos para el caso de las series referentes a cada uno de los sectores indicarían también primeras diferencias para convertir en estacionarias las series de *output* (PIB), ocupación y capital público y segundas diferencias para el capital privado. Tanto en los casos de datos agregados como sectoriales se acepta la hipótesis nula de estacionariedad de las series en segundas diferencias.

A efectos de una mejor interpretación de los resultados del modelo, sería conveniente incluir las series referentes a cada variable con el mismo grado de diferenciación. Así, si por ejemplo los estadísticos obtenidos sugieren primeras diferencias como una buena aproximación para la variable ocupación en la mayoría de los casos, sería necesario incorporarla en primeras diferencias en el modelo agregado y en cada uno de los modelos sectoriales.

De la aplicación de ambos tests y teniendo en cuenta la teórica mayor idoneidad del test KPSS para series cortas —se cuenta con sólo 22 observaciones por variable—, se sugeriría tomar las series de producción y ocupación en primeras diferencias y la de capital privado en segundas diferencias. Respecto al capital público la evidencia que aportan ambos tests por tomar primeras diferencias no parece tan fuerte, y lo que sí que es cierto es que si se toma en segundas diferencias la serie es estacionaria. En este sentido, y para asegurar de que no surjan problemas de regresiones espúreas ligadas a la posible no estacionariedad del capital público si se tomara en primeras diferencias, ha parecido más conveniente tomar la serie de capital público también en segundas diferencias.

2.3. Análisis de Cointegración

Tras el análisis univariante de las series a incluir en el modelo es preciso estudiar las posibles relaciones a largo plazo que existen entre las variables. Al tratarse de series no estacionarias, podrían aparecer relaciones de cointegración entre las variables que, en caso de no ser identificadas e incorporadas al modelo, podría provocar que las estimaciones no fueran consistentes (Hamilton, 1994). Por tanto, será necesario estudiar en cada uno de los cinco casos —uno por los datos agregados y cuatro correspondientes a los sectores considerados— la posible existencia de cointegración, y estimar e incorporar las relaciones de cointegración detectadas.

El test utilizado para comprobar la existencia de cointegración es el basado en Johansen (1988, 1991) y los resultados del test de cointegración de Johansen aparecen en la tabla 4.

Por lo que se refiere a los datos agregados, el test de Johansen señala la existencia de una relación de cointegración entre las variables PIB, ocupación y capital privado, esta última se toma en diferencias para que todas aparezcan en la misma forma $I(1)$, y todas en logaritmos. La incorporación del correspondiente vector de corrección del error (VEC) como variable exógena al modelo hace

Tabla 3. Análisis univariante. Test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin. Probando la hipótesis nula de estacionariedad en los residuos de las series originales y en primeras diferencias, con constante o constante y tendencia e incorporando ningún, un y dos retardos.

Componente determinístico: Constante		Constante			Constante y tendencia		
		1%=0,739	5%=0,463		1%=0,216	5%=0,146	
Valores críticos:		0	1	2	0	1	2
No. de retardos:		0	1	2	0	1	2
España-total	<i>Y</i>	1,950	1,220	0,860	0,245	0,152	0,114
	<i>L</i>	1,070	0,560	0,393	0,365	0,200	0,148
	<i>K</i>	2,059	1,260	0,872	0,474	0,293	0,207
	<i>PK</i>	1,961	1,238	0,868	0,365	0,229	0,165
	<i>D(Y,1)</i>	0,375	0,229	0,182	0,343	0,207	0,164
	<i>D(L,1)</i>	0,592	0,328	0,245	0,387	0,224	0,170
	<i>D(K,1)</i>	1,334	0,718	0,504	0,431	0,234	0,173
	<i>D(PK,1)</i>	0,660	0,376	0,275	0,447	0,254	0,191
Agricultura	<i>Y</i>	1,679	1,202	0,851	0,098	0,107	0,105
	<i>L</i>	2,159	1,255	0,872	0,187	0,120	0,099
	<i>K</i>	1,918	1,189	0,815	0,515	0,315	0,226
	<i>PK</i>	1,961	1,238	0,868	0,365	0,229	0,165
	<i>D(Y,1)</i>	0,107	0,196	0,272	0,035	0,063	0,094
	<i>D(L,1)</i>	0,135	0,127	0,127	0,113	0,106	0,105
	<i>D(K,1)</i>	1,820	1,020	0,723	0,101	0,069	0,064
	<i>D(PK,1)</i>	0,660	0,376	0,275	0,447	0,254	0,191
Industria	<i>Y</i>	1,798	1,192	0,845	0,249	0,173	0,134
	<i>L</i>	1,760	0,910	0,620	0,260	0,153	0,114
	<i>K</i>	1,919	1,208	0,838	0,468	0,285	0,202
	<i>PK</i>	1,961	1,238	0,868	0,365	0,229	0,165
	<i>D(Y,1)</i>	0,486	0,319	0,273	0,239	0,162	0,141
	<i>D(L,1)</i>	0,363	0,219	0,169	0,360	0,215	0,166
	<i>D(K,1)</i>	1,209	0,651	0,463	0,392	0,225	0,170
	<i>D(PK,1)</i>	0,660	0,376	0,275	0,447	0,254	0,191
Construcción	<i>Y</i>	0,648	0,374	0,286	0,393	0,217	0,162
	<i>L</i>	0,886	0,471	0,162	0,342	0,188	0,140
	<i>K</i>	2,068	1,264	0,872	0,496	0,312	0,220
	<i>PK</i>	1,961	1,238	0,868	0,365	0,229	0,165
	<i>D(Y,1)</i>	0,598	0,362	0,286	0,279	0,173	0,143
	<i>D(L,1)</i>	0,663	0,365	0,270	0,385	0,221	0,165
	<i>D(K,1)</i>	1,693	0,930	0,644	0,447	0,243	0,180
	<i>D(PK,1)</i>	0,660	0,376	0,275	0,447	0,254	0,191
Servicios	<i>Y</i>	2,055	1,243	0,872	0,258	0,154	0,114
	<i>L</i>	1,858	1,149	0,821	0,301	0,173	0,130
	<i>K</i>	2,094	1,263	0,880	0,364	0,221	0,161
	<i>PK</i>	1,961	1,238	0,868	0,365	0,229	0,165
	<i>D(Y,1)</i>	0,392	0,231	0,177	0,385	0,225	0,173
	<i>D(L,1)</i>	0,376	0,243	0,191	0,343	0,226	0,178
	<i>D(K,1)</i>	0,560	0,311	0,234	0,363	0,202	0,154
	<i>D(PK,1)</i>	0,660	0,376	0,275	0,447	0,254	0,191

incrementar el valor del R^2 corregido en todas las ecuaciones del modelo VAR, y además el VEC aparece como significativo en tres de las cuatro ecuaciones (Tabla 5). Tanto en el sector agrícola como en el de la construcción, el test de Johansen señala la no existencia de relaciones de cointegración entre las series, y por tanto no se introduce ningún vector de corrección del error al VAR correspondiente. El caso del sector industria es muy parecido al de los datos agregados: se estima una única relación de cointegración a partir de la aplicación del test de Johansen a las series integradas de orden uno PIB, ocupación y capital privado (nuevamente esta es preciso tomarla en diferencias) correspondientes lógicamente al sector industrial. En este caso, introducir el correspondiente VEC como variable exógena también aumenta el valor del R^2 corregido en todas las ecuaciones del modelo VAR, y el VEC es significativo en tres de las cuatro ecuaciones. Finalmente, en el sector servicios el test señala la existencia de una sola relación de cointegración cuando sólo se incorpora como componente determinístico la constante y no se incluye el término tendencia (la especificación del modelo VAR escogida para este sector es solo con constante). En este caso el R^2 no se ve incrementado en todos los casos por incorporar el VEC correspondiente como variable exógena, y este aparece como significativo en una de las cuatro ecuaciones.

Tabla 4. Test de cointegración de Johansen. Series incluidas: PIB y trabajo (en niveles) y capital privado (en diferencias). Se incluye constante y tendencia a las series.

Hipótesis nula	Test estadístico	Valores críticos	
		5%	1%
España-total			
No cointegración	43,57	34,55	40,49
Máximo una ecuación de cointegración	16,58	18,17	23,46
El test indica una ecuación de cointegración.			
El VEC normalizado sería: $Y_t - 1,30 L_t + 3,99 DK_t$			
Agricultura			
No cointegración	38,35	34,55	40,49
El test acepta la hipótesis nula de no cointegración.			
Industria			
No cointegración	48,63	34,55	40,49
Máximo una ecuación de cointegración	16,70	18,17	23,46
El test indica una ecuación de cointegración.			
El VEC normalizado sería: $Y_t - 1,20 L_t + 2,78 DK_t$			
Construcción			
No cointegración	33,64	34,55	40,49
El test acepta la hipótesis nula de no cointegración.			
Servicios			
No cointegración	51,36	42,44	48,45
Máximo una ecuación de cointegración	23,92	25,32	30,45
El test indica una ecuación de cointegración.			
El VEC normalizado sería: $Y_t - 1,68 L_t + 2,38 DK_t$			

3. El Modelo VAR

En este apartado se explica porqué se ha escogido un modelo de vectores autorregresivos como instrumento econométrico para la estimación de los efectos de las infraestructuras de transportes y comunicaciones sobre las variables producción (PIB), capital privado y trabajo en un contexto de análisis dinámico. A continuación se discuten las especificaciones de los modelos de vectores autorregresivos para los datos agregados y también desagregados sectorialmente, y se justifica la elección de un determinado orden en las funciones impulso respuesta asociadas a los respectivos modelos VAR. Finalmente se explica y desarrolla la metodología utilizada para la obtención de los resultados a partir de las funciones impulso respuesta.

3.1. La elección del modelo VAR

Tal y como señalan Flores y Pereira (1993), centrar el debate en el tamaño de la elasticidad estimada a partir de modelos uniecuacionales no es adecuado para dar una respuesta clara y contundente a si el capital público es o no productivo. Según estos autores, dichos enfoques excluyen la más que probable presencia de efectos de retroalimentación o *feedback* entre las variables consideradas. Con efectos *feedback* se quiere hacer referencia a los múltiples efectos que en todas direcciones se pueden producir a lo largo del tiempo entre las diversas variables relevantes del modelo. La incorporación de estos efectos hace que el impacto final de la inversión en capital público sobre la producción, la ocupación y el capital privado, no sea tan directo ni tan inmediato como suponen algunos de los modelos analizados en el primer apartado.

Para superar estas limitaciones, Flores y Pereira (1993) proponen la utilización de técnicas de series temporales multiecuacionales, concretamente un modelo VAR que incorpore al PIB, la ocupación y al capital privado y público como variables y que permita considerar, a través de la utilización de funciones impulso respuesta, las relaciones dinámicas y los efectos *feedback* que se dan a lo largo del tiempo entre estas variables. Los efectos *feedback* dinámicos son esenciales para entender la relación entre el capital público y las otras variables incluidas en el modelo, pues permiten considerar por un lado como el capital público afecta las otras variables (PIB, ocupación y capital privado) y, por otro lado como las otras variables afectan al capital público, o en este caso al crecimiento de la inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones.

Recogiendo la propuesta de estos autores, a partir de los datos de la economía española de 1970 a 1991, se estima un modelo VAR para los datos agregados y cuatro modelos sectoriales referentes a agricultura, industria, construcción y servicios. De manera que no solo se van a calcular los efectos de la inversión en infraestructuras a nivel agregado para la economía como proponen Flores y Pereira (1993), sino que también se va a estimar como se reparten estos efectos entre los cuatro sectores considerados. En el modelo que aquí se desarrolla una elasticidad igual a cero de cualquier variable incorporada al modelo respecto del capital público, por ejemplo la producción, no es condición ni necesaria ni suficiente para que el capital público tenga efectos nulos sobre el *output*. Sería necesario

considerar si el capital público afecta a las otras variables y en caso afirmativo si los posibles cambios producidos en estas afectan el PIB, considerando que estos efectos se pueden dar a lo largo del tiempo.

El hecho de trabajar con un modelo de vectores autorregresivos permite evitar algunas de las críticas destacadas por la anterior literatura empírica. En primer lugar, en los modelos VAR todas las variables endógenas se incorporan en forma estacionaria, con lo cual se evita el problema de posible regresión espúrea. En segundo lugar, la utilización de un modelo VAR posibilita la inclusión de los efectos *feedback* dinámicos entre todas las variables consideradas sin imponer a priori ninguna restricción estructural en las relaciones dinámicas entre las variables (Sims, 1980); es decir, no requiere especificar ninguna función de producción y por lo tanto puede ser compatible con diferentes especificaciones de funciones de producción. Además, todos los problemas asociados con los modelos de ecuaciones simultáneas se evitan ya que los VAR no incluyen valores actuales de las variables entre los regresores.

3.2. Especificaciones de los modelos de vectores autorregresivos y estimaciones

En este apartado se discuten las especificaciones de los modelos de vectores autorregresivos (VAR) para los datos agregados y también desagregados sectorialmente. Siguiendo los procedimientos estándar de la literatura y dada la no estacionariedad de las variables, todas las estimaciones se realizan en logaritmos y en primeras diferencias el *output* y la ocupación y en segundas diferencias el capital privado y público. Por tanto, se considera que las variables PIB, ocupación, inversión privada e inversión pública son endógenas. La aplicación de los test de causalidad de Granger² entre estas variables permite llegar a la conclusión que la inversión pública no puede ser considerada como una variable exógena en el modelo agregado ni en los sectoriales, y señalan una doble relación de causalidad entre la inversión pública y las otras variables incorporadas al modelo. En este sentido Deno y Eberts (1989) destacan la inconsistencia de los estudios en que la inversión pública o capital público no se consideran como variables endógenas. Además, se incorporan las relaciones de cointegración existentes en los respectivos modelos y detectadas en el apartado 2.3.

A continuación, se explica el proceso seguido para la determinación de las especificaciones de los modelos agregado y sectoriales. Se empieza comentando el modelo con datos agregados. En primer lugar se incorporan al modelo VAR dos retardos. Debido a que sólo en tres de los dieciséis parámetros de segundo orden las estimaciones son significativas al 10%, se ha escogido una especificación de primer orden, es decir con las variables retardadas sólo un período. Esta especificación de primer orden es también la sugerida por el criterio de Akaike. Por otra parte, seis de los ocho componentes determinísticos son significativa-

2. Los test de causalidad de Granger se han realizado siguiendo dos metodologías distintas: por una parte una aproximación multivariante y también un enfoque bivariante. La extensión de los mismos hace que no se haya considerado su inclusión. Los resultados están a disposición del lector en Roca (1996).

mente diferentes de cero, razón por la cual los términos constante y tendencia son incluidos en el modelo estimado.

En cuanto a la determinación de los modelos con datos sectoriales hay que partir del hecho que en los casos en que se haya detectado y estimado la relación de cointegración (industria y servicios) es preciso incluirla en la estimación del modelo como variable exógena. Por otra parte, en todos los sectores se puede rechazar una especificación de segundo orden (con las variables retardadas un y dos períodos), incluso con mayor contundencia que en el caso de las series agregadas. Concretamente, en los modelos VAR que incorporan dos retardos correspondientes a los sectores industria, construcción y servicios no hay ni un solo parámetro de segundo orden que sea significativo. En el caso de la agricultura, sólo aparecen como significativos tres de los dieciséis términos de segundo orden. Parece bastante clara la idoneidad de elegir en todos los casos los modelos VAR que incorporen un solo retardo. En cuanto a los componentes determinísticos (constante y tendencia, sólo constante o ninguno) su inclusión en el modelo se ha considerado, en principio, cuando aparecían como estadísticamente significativos. No obstante, los resultados no son tan evidentes y se ha tenido en cuenta el hecho de intentar mantener la homogeneidad entre los diferentes modelos. El sector agrícola es, quizás, la excepción en el sentido que no tiene como mínimo un término constante y un término tendencia significativos en la especificación elegida pero, debido a que otras especificaciones del modelo tampoco se adecuan a las series agrarias, ha parecido conveniente mantener la misma especificación que en el caso agregado y considerar el modelo con constante y tendencia. De manera parecida a lo que pasaba con el modelo agregado, en el sector industrial seis de los ocho componentes determinísticos son significativamente diferentes de cero, por lo que parece aconsejable la inclusión de los términos constante y tendencia. El sector construcción muestra un término constante y un término tendencia significativos y, a pesar de no presentar una evidencia tan clara como el caso anterior, se escoge la especificación con constante y tendencia. Finalmente, la especificación para el sector servicios será necesario considerarla con especial atención pues se trata de un sector con un peso relativo muy importante. El estudio detallado de este caso ha llevado a escoger un modelo VAR sin tendencia, sólo con constante. A pesar del objetivo de intentar mantener la homogeneidad con el resto de los modelos, el hecho de que el sector servicios concentra más de la mitad de la producción y de la ocupación ha obligado a que se escogiera la expresión del modelo más ajustada que incluye sólo el término constante. Las estimaciones VAR para el modelo agregado y para los sectores así como las respectivas matrices de correlaciones contemporáneas entre los residuos estimados aparecen en la tabla 5.

3.3. Las funciones impulso respuesta

El estudio de los efectos del capital público sobre las otras variables consideradas se basa en las funciones impulso respuesta asociadas a los modelos VAR estimados. Las funciones impulso respuesta resumen el efecto que sobre las variables incluidas en el modelo tiene una desviación puramente transitoria en una de ellas, respecto a sus valores de equilibrio inicial. Específicamente, permite obtener el

Tabla 5. Modelos VAR estimados.

España-total:								
	Constante	Tendencia	Y(1)	L(1)	K(1)	PK(1)	VEC(1)	\bar{R}^2
Y	-0,83 (-1,98)	0,01 (1,88)	0,42 (1,04)	0,25 (0,59)	0,95 (0,89)	0,35 (1,17)	-0,46 (-2,05)	0,59
L	-0,27 (-0,69)	0,00 (0,89)	0,32 (0,85)	0,22 (0,56)	1,20 (1,22)	0,03 (0,13)	-0,13 (-0,63)	0,70
K	-0,37 (-3,32)	0,00 (3,34)	-0,02 (-0,16)	0,01 (0,89)	0,64 (2,26)	-0,02 (-0,27)	-0,20 (-3,33)	0,62
PK	0,78 (2,44)	-0,01 (-2,31)	-0,60 (-1,95)	0,20 (0,63)	1,38 (1,70)	0,12 (0,52)	0,41 (2,40)	0,45

t-estadísticos en paréntesis.

Matriz de correlaciones contemporáneas entre los residuos estimados:

1				
0,856	1			
0,749	0,829	1		
0,055	0,115	-0,149	1	

Agricultura

	Constante	Tendencia	Y(1)	L(1)	K(1)	PK(1)	\bar{R}^2
Y	0,06 (1,11)	-0,00 (-0,85)	-0,43 (-1,36)	0,21 (0,29)	-0,04 (-0,02)	0,65 (0,51)	-0,10
L	-0,03 (-1,26)	0,00 (-0,20)	-0,10 (-0,62)	0,24 (0,66)	-0,06 (-0,08)	-0,41 (-0,66)	-0,27
K	0,01 (1,14)	0,00 (-0,05)	-0,13 (-2,50)	0,22 (1,88)	0,27 (1,14)	-0,08 (-0,40)	0,10
PK	-0,01 (-1,54)	0,00 (2,81)	-0,05 (-1,04)	0,05 (0,38)	0,64 (2,57)	-0,10 (-0,46)	0,37

t-estadísticos en paréntesis

Matriz de Correlaciones Contemporáneas entre los residuos estimados

1				
0,563	1			
0,171	-0,048	1		
-0,103	0,182	-0,106	1	

Industria

	Constante	Tendencia	Y(1)	L(1)	K(1)	PK(1)	VEC(1)	\bar{R}^2
Y	-0,22 (-1,06)	0,01 (1,07)	0,77 (-2,67)	-0,15 (-0,55)	0,00 (0,01)	0,45 (0,86)	-0,28 (-1,08)	0,29
L	0,19 (1,75)	-0,01 (-1,81)	0,61 (3,96)	0,16 (1,10)	-1,03 (-2,24)	0,24 (0,87)	0,33 (2,34)	0,81
K	-0,17 (-2,43)	0,01 (2,43)	0,25 (2,53)	-0,01 (-0,08)	0,07 (0,22)	0,04 (0,23)	-0,20 (-2,20)	0,28
PK	0,19 (2,19)	-0,01 (-2,00)	-0,30 (-2,49)	0,14 (1,23)	0,15 (0,41)	0,04 (0,19)	0,24 (2,25)	0,45

t-estadísticos en paréntesis

Matriz de Correlaciones Contemporáneas entre los residuos estimados

1				
0,544	1			
0,427	0,768	1		
0,042	0,418	0,308	1	

Tabla 5. Modelos VAR estimados. (*Continuación*)

Construcción							\bar{R}^2
	Constante	Tendencia	Y(1)	L(1)	K(1)	PK(1)	
Y	0,03 (0,97)	0,00 (1,40)	-0,57 (-1,47)	0,47 (2,07)	12,88 (3,63)	0,87 (1,22)	0,75
L	0,02 (0,72)	0,00 (0,77)	-0,77 (-1,90)	0,94 (3,97)	10,71 (2,89)	0,97 (1,31)	0,76
K	0,00 (0,21)	0,00 (0,65)	-0,09 (-2,21)	0,03 (1,29)	1,13 (3,10)	0,17 (2,32)	0,41
PK	-0,02 (-2,06)	0,00 (2,08)	0,17 (1,03)	-0,01 (-0,15)	-1,08 (-0,73)	-0,28 (-0,93)	0,21

t-estadísticos en paréntesis**Matriz de correlaciones contemporáneas entre los residuos estimados**

1				
0,308	1			
0,722	0,039	1		
0,332	-0,024	-0,052	1	

Servicios								\bar{R}^2
	Constante	Tendencia	Y(1)	L(1)	K(1)	PK(1)	VEC(1)	
Y	0,37 (1,00)	-	0,33 (1,08)	0,23 (0,86)	0,04 (0,17)	0,46 (2,41)	0,08 (0,96)	0,59
L	-0,18 (-0,28)	-	0,23 (0,45)	0,17 (0,39)	0,49 (1,27)	0,34 (1,04)	-0,04 (-0,29)	0,25
K	-1,17 (-3,11)	-	0,28 (0,92)	-0,12 (-0,45)	0,60 (2,65)	-0,22 (-1,10)	-0,27 (-3,10)	0,41
PK	-0,58 (-1,13)	-	0,32 (0,76)	-0,18 (-0,49)	0,31 (1,00)	0,13 (0,49)	-0,13 (-1,12)	-0,11

t-estadísticos en paréntesis**Matriz de correlaciones contemporáneas entre los residuos estimados**

1				
0,768	1			
0,494	0,355	1		
-0,124	0,036	-0,435	1	

efecto que, a través del tiempo, tendría sobre cada variable un cambio actual no permanente (un impulso) en una variable determinada. Así, las funciones impulso respuesta asociadas al modelo VAR considerado permitirán obtener información sobre como reacciona una determinada variable ante una variación en otra variable, viendo como la afecta no sólo durante el mismo año sino también en los siguientes. En concreto, se consideran los efectos sobre las variables *output* (PIB), ocupación y (tasa de crecimiento del) capital privado, de un *shock* temporal en la tasa de crecimiento del stock de capital público; esta se acelera de un punto porcentual. Por tanto, se analizan los efectos producidos en el largo plazo de una perturbación en la inversión pública.

El problema más grave al interpretar los resultados derivados de las funciones impulso respuesta es que, de hecho, los errores no están nunca totalmente no correlacionados, y cuando los errores están correlacionados tienen un componen-

te común que no puede ser identificado por ninguna variable específica. Una manera de resolver este problema es atribuir todos los efectos que provengan de este componente común a la variable situada en primer lugar del sistema VAR. Y esto es lo que se hace cuando los errores son ortogonalizados a través de la descomposición de Choleski, la cual utiliza toda la información de la matriz de correlaciones contemporáneas. A pesar de que la descomposición de Choleski es ampliamente utilizada, de hecho no es más que un método arbitrario de atribuir los efectos comunes³.

En este sentido, el orden en que se tomen las variables endógenas condicionará los resultados obtenidos por las funciones impulso respuesta. Es por esta razón que el hecho de escoger un orden determinado de las variables tiene que tener su explicación lógica. En este trabajo se supone que la variable referente al capital público aparece en último lugar, y por tanto que innovaciones en la inversión pública no afectan contemporáneamente a las otras variables mientras que a la inversa no es cierto. Así, por un lado se supone que una variación no esperada en el ritmo inversor en capital público no afecta al crecimiento del PIB, ocupación o inversión privada del mismo año, y por otro lado que el comportamiento de la tasa de crecimiento del PIB, de la ocupación y de la inversión privada sí que pueden afectar durante el mismo año a la evolución de la inversión en capital público. La elección de esta ordenación responde al intento de que el modelo estime los efectos oferta, es decir los derivados de los servicios prestados por las nuevas infraestructuras y producidos una vez éstas han entrado en funcionamiento, y no capture también los efectos de demanda ligados al proceso de construcción de las infraestructuras y que se darían contemporáneamente al crecimiento de la inversión pública. Una posible interpretación de las implicaciones de la ordenación escogida podría ser que una variación en los ingresos fiscales provocada por una evolución no esperada en la actividad económica (vía impuestos indirectos) y/o en el volumen de ocupación (vía cotizaciones sociales) podría repercutir de manera inmediata sobre el comportamiento del capital público del determinado año; y, de la misma manera un cambio no esperado en el comportamiento de la inversión privada también podría influenciar al volumen de inversión pública del mismo período. De alguna manera, dicha ordenación implica suponer que el Estado no es capaz de controlar el 100 por cien de la inversión pública ya que el montante destinado a ésta se vería condicionado por la coyuntura económica.

Es importante apuntar que los resultados obtenidos no varían de manera significativa (en ningún caso más del uno por ciento) al considerar los distintos órdenes posibles entre las variables PIB, ocupación y capital privado, siempre conservando el capital público en último lugar.

Una vez especificado el orden de las variables que se considera, utilizando la información de las funciones impulso respuesta, se estima el efecto de un *shock* hoy en una de las variables endógenas del modelo VAR (la inversión pública), sobre los valores actuales y futuros de cada una de las otras variables del modelo.

3. Una explicación más detallada del proceso de obtención y cálculo de las funciones impulso respuesta a partir de la descomposición de Choleski y de las consecuencias del mismo se puede encontrar en Hamilton (1994, p. 318-323).

Lo que es significativo de la metodología utilizada es que no se toma el coeficiente de la variable capital público en la ecuación en que el PIB aparece como *output* para estimar el valor de la elasticidad, sino que se estima lo que denominamos elasticidad acumulada. Definimos elasticidad acumulada de la variable Y respecto a PK ($E_{Y/PK}$) como los efectos acumulados a largo plazo de un *shock* temporal en la tasa de crecimiento del stock de capital público. Es el resultado de acumular la respuesta que tendrá el PIB a este impulso durante los próximos años, y que viene dado por el *output* de la respectiva función impulso respuesta. Es decir, indica en qué porcentaje se ha visto incrementado el PIB gracias a un aumento inesperado de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del stock de capital público producido en el año uno, pero teniendo en cuenta no sólo el primer año sino todos en los que el PIB se ha incrementado gracias al determinado shock. En la tabla 6 aparecen los gráficos de las funciones impulso respuesta, con

Tabla 6. Las funciones impulso respuesta. En los siguientes gráficos aparecen las funciones impulso respuesta asociadas a los modelos VAR considerados para España Total, y para cada uno de los cuatro sectores. Las líneas discontinuas representan las bandas de confianza obtenidas a partir de los errores estándar. Las funciones impulso respuesta ilustran como reaccionaría durante los siguientes veinte años una determinada variable a un *shock* de una desviación estándar en el ritmo de crecimiento de la inversión pública. El orden considerado de las variables ha sido PIB (DLY), ocupación (DLL), capital privado ($DLK,2$) y público $D(LPK,2)$.

España total

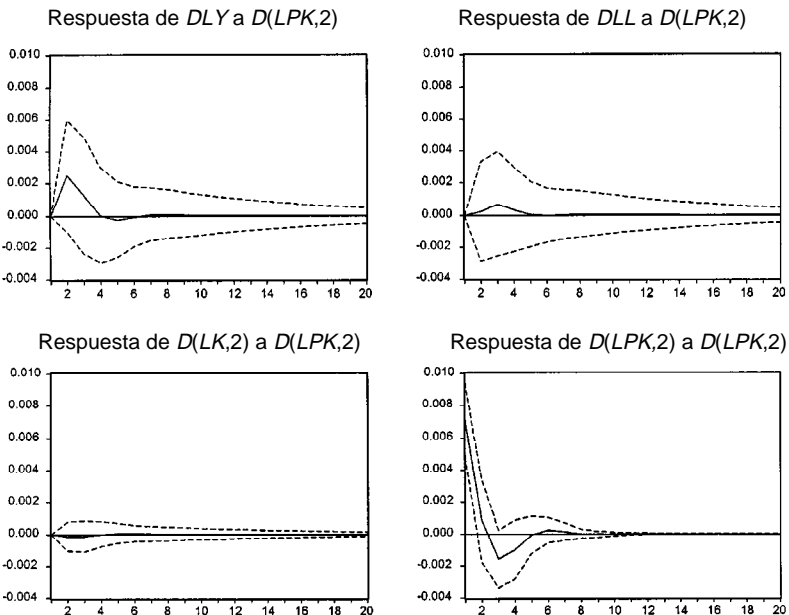
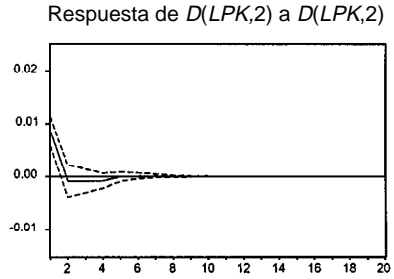
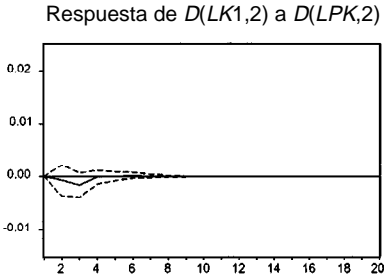
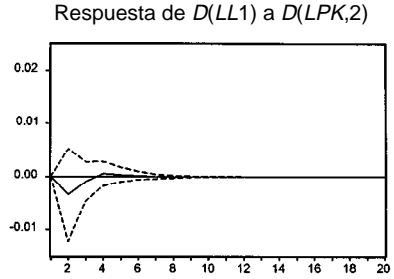
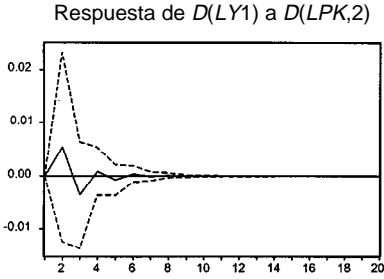


Tabla 6. (Continuación).

Agricultura



Industria

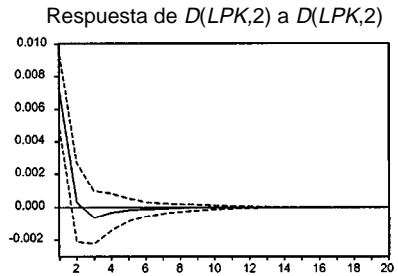
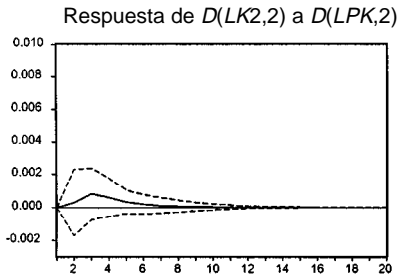
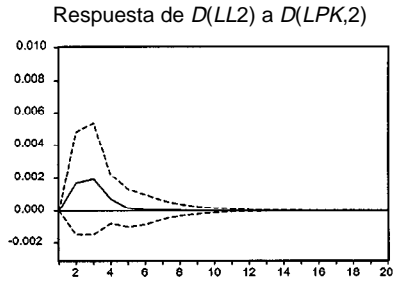
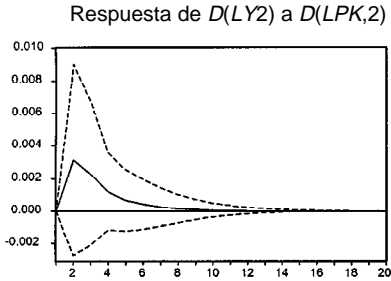
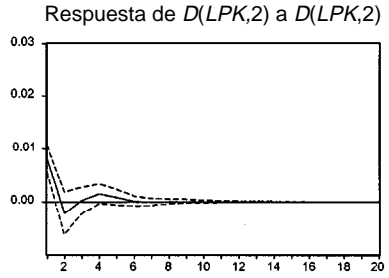
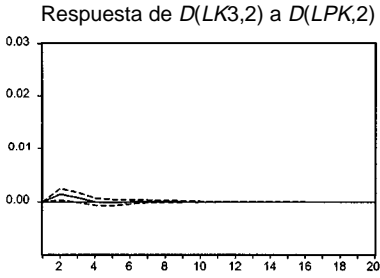
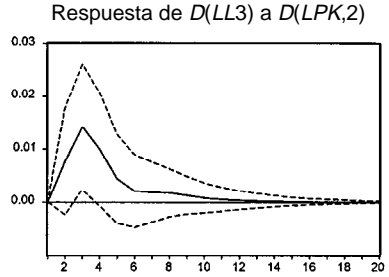
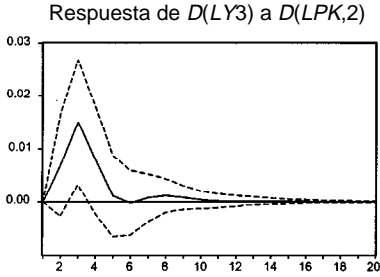
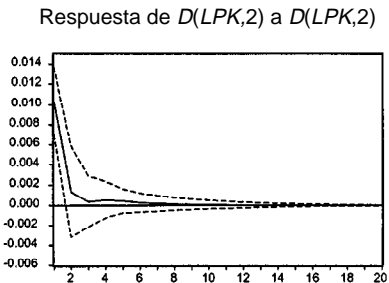
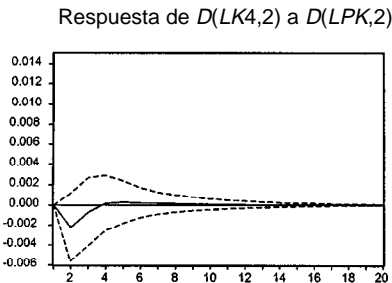
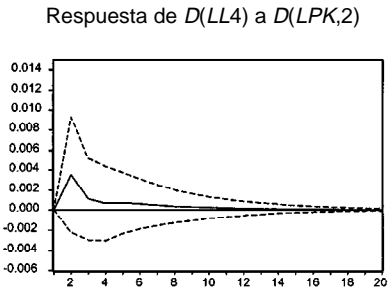
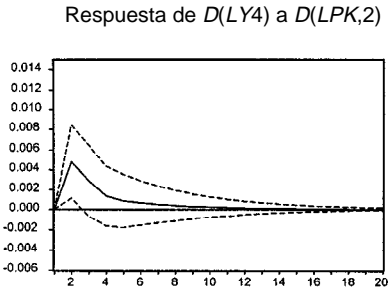


Tabla 6. (Continuación).

Construcción



Servicios



las respectivas amplias bandas de confianza⁴, que ponen de relieve como reacciona cada variable en los períodos siguientes. Estas funciones impulso respuesta ilustran como reaccionarían, en los próximos años, el crecimiento del PIB, de la ocupación y de la inversión privada ante un shock en el ritmo de crecimiento de la inversión pública

Los efectos acumulados hacen referencia a un período de veinte años. Se escogió este período con el objetivo de asegurar que los efectos de una variación en el ritmo de crecimiento del stock de capital público del año uno estuvieran totalmente diluidos y no siguiera afectando a la evolución de las otras variables. Y, de hecho, las funciones impulso respuesta ponen de relieve que tanto a nivel agregado como sectorial, el 80% de los efectos se producen antes de que transcurran cuatro o cinco años (ver tabla 6). Por tanto, de haber considerado un período de tiempo más largo no hubiera implicado un cambio sensible de los resultados.

Al ser el mismo capital público una variable endógena del modelo, las variaciones producidas en las otras variables también afectarán al (ritmo de crecimiento del) capital público, y esta variación en el capital público va a afectar de nuevo a las otras variables y así consecutivamente. De manera que, la elasticidad acumulada de cada variable respecto a PK (por ejemplo del PIB sería $E_{Y/PK}$) se ha calculado dividiendo la variación acumulada de la variable en cuestión por la variación acumulada de capital público, variación que incluye el *shock* inicial. Así:

$$E_{Y/PK} = \frac{d(Y)}{d(DPK)} \cdot \frac{DPK}{Y} \quad [1]$$

donde $E_{Y/PK}$ es la elasticidad acumulada del PIB respecto al capital público, $d(Y)/d(DPK)$ indica como varía el PIB al variar el ritmo de crecimiento de la inversión en capital público, y (DPK/Y) es la relación en términos absolutos entre variación de la inversión en capital público y PIB, indicando cuantas pesetas se invierten en capital público por cada peseta de PIB.

Los efectos acumulados a largo plazo de esta alteración inicial en la variable capital público pueden ser interpretados como las elasticidades acumuladas de las variables PIB, ocupación y capital privado frente a cambios en el capital público cuando se tiene en cuenta la existencia de los efectos *feedback* a lo largo del tiempo. A partir de la elasticidad acumulada ($E_{Y/PK}$) se calculan las productividades marginales, es decir como variará el volumen de cada una de las variables endógenas que se incluyen en el modelo ante cambios producidos en el capital público en términos absolutos, teniendo en cuenta los niveles stock. Así, en el caso que se pretenda calcular los efectos en términos de productividad marginal sobre el PIB, será necesario realizar la siguiente operación:

4. Tal como señala Hamilton (1994, p. 339), el tamaño de los errores estándar asociados a las funciones impulso respuesta de los modelos VAR suele ser desafortunadamente bastante considerable.

Tabla 7. Efectos del capital público en las otras variables.

Sector	Y(t)		L(t)		K(t)	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
a) Elasticidades acumuladas a largo plazo respecto al capital público:						
España-total	0,74		0,33		-0,01	
Agricultura	0,38	0,07	-0,56	0,16	-0,35	-0,13
Industria	1,42	0,37	0,80	0,22	0,42	0,08
Construcción	4,04	2,19	5,33	2,24	0,23	0,07
Servicios	0,88	0,94	0,60	0,44	-0,10	0,10
b) Productos marginales acumulados a largo plazo respecto al capital público:						
España-total	4,031		0,470		-0,131	
Agricultura	0,095	0,017	-0,086	0,024	-0,352	-0,089
Industria	2,061	0,537	0,262	0,072	1,059	0,210
Construcción	2,156	1,169	0,764	0,321	1,571	0,478
Servicios	2,832	3,024	0,481	0,353	-0,311	0,311
Suma sectores	7,144	4,747	1,421	0,770	1,967	0,910

Modelo 1: Caso central.

Modelo 2: Caso central con ajustes de equilibrio general.

$$d(Y) = E_Y \cdot \left(\frac{Y}{DPK} \right) \cdot d(DPK) \quad [2]$$

donde $d(Y)$ indicaría como varía el PIB, en términos absolutos, al cambiar el ritmo de crecimiento de la inversión en capital público. Al estimar las productividades marginales a largo plazo del *shock* en la inversión en capital público, lo que se ha hecho es incorporar información sobre el tamaño relativo del PIB, ocupación, y capital privado y público en cada uno de los sectores, para poder deducir cuales serán los efectos en términos absolutos y como se van a repartir los efectos entre los sectores. De manera que, los valores de productividad marginal obtenidos, serán una medida de rentabilidad del capital público que tiene en cuenta el ratio de la variable capital público con cada una de las variables agregadas y sectoriales. Los resultados referentes a las elasticidades acumuladas aparecen en la tabla 7a y en términos de productividades marginales en la tabla 7b, con la denominación de Modelo 1 en ambos casos.

4. Impacto de la inversión en capital público

En este apartado, una vez estimadas las especificaciones de los modelos de vectores autorregresivos para los datos agregados y sectoriales, se obtienen las estimaciones del impacto de un *shock* en la tasa de crecimiento del capital público sobre las otras variables consideradas. En primer lugar se describe los resultados obtenidos para el modelo agregado y para los diferentes modelos sectoriales, y a continuación para los modelos sectoriales corregidos.

4.1. Resultados agregados y sectoriales

Se consideran ahora las estimaciones de los efectos de un *shock* temporal en la tasa de crecimiento del stock de capital público sobre la evolución del PIB, trabajo y capital privado a nivel agregado para España. *A priori*, no se conoce si la inversión en capital público expulsa o al contrario impulsa el crecimiento de las otras variables. Las funciones impulso respuesta estimadas sugieren que un aumento en el ritmo de crecimiento de la inversión pública llevará a un mayor crecimiento del PIB y de la ocupación a largo plazo, mientras que el impacto sobre la inversión privada (su tasa de crecimiento) no parece ser muy importante (ver tabla 6).

Los resultados estimados para el global de la economía española de aumentar en un punto porcentual la tasa de crecimiento del capital público indican que el PIB responde con una elasticidad acumulada del 0,74 al *shock* producido en la inversión pública. Esto significa que, si sumamos los efectos que a lo largo del tiempo ha tenido sobre esta variable el cambio inesperado en la inversión pública, estos han sido de un volumen de recursos equivalentes a 0,74 puntos del PIB.

La ocupación responde con una elasticidad acumulada a largo plazo de 0,33. Es decir, frente al *shock* en el ritmo de crecimiento del stock de capital público la economía española crearía en los próximos veinte años unos cuarentiuno mil puestos de trabajo. Se trata de un incremento acumulado y por lo tanto serían puesto de trabajo temporales de un año, y no puestos de trabajo estables. La elasticidad acumulada de la variable capital privado, que es incorporada al modelo en segundas diferencias, es del -0,01. La interpretación de este coeficiente sería que a largo plazo se puede considerar que los efectos de un *shock* en la tasa de crecimiento del capital público sobre la inversión privada son prácticamente inapreciables.

Los resultados del enfoque sectorial cuando se han introducido exactamente las mismas variables que para el modelo agregado (Y, L, K, PK) se comentan a continuación. Los efectos del *shock* en la inversión en capital público sobre el PIB son positivos en todos los sectores sin excepción. Los efectos acumulados a largo plazo representan unas elasticidades acumuladas de 0,38 para el agricultura, 1,42 en la industria, 4,04 en la construcción y 0,88 para los servicios. Destaca el alto valor de los efectos acumulados en la construcción, sector que en un período de veinte años vería incrementada su producción un 4% gracias al determinado *shock*. Teniendo en cuenta los respectivos ratios sectoriales respecto al total, estas elasticidades acumuladas equivaldrían a un coeficiente para el total de España del orden del 1,3, más de un 75% superior al estimado en el modelo agregado.

Los efectos del *shock* en la inversión en capital público sobre la ocupación, con la excepción de la agricultura, indican relación de complementariedad. Así, el aumento de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del capital público llevaría a unos efectos acumulados en veinte años de un incremento del 0,80% en la ocupación industrial, del 5,33% en la construcción y del 0,60% en los servicios, mientras que la ocupación agrícola disminuiría un 0,56%. En este caso el sumatorio de los resultados sectoriales triplicaría el resultado obtenido en el modelo agregado.

Finalmente, el signo de la reacción de la tasa de crecimiento del stock de capital privado es en dos sectores positivo —industria y construcción— y en dos negativo —agricultura y servicios. En este caso la suma de los efectos sectoriales da un resultado un 12% más elevado que el obtenido con el modelo agregado, pero no cambia el orden de magnitud con lo cual sigue señalando efectos prácticamente inapreciables sobre la inversión privada, confirmando la no existencia de efecto expulsión sobre la inversión privada.

Estas elasticidades indicarían que tanto el sector servicios como el sector construcción aparecen como los grandes beneficiarios del aumento de un punto en el ritmo de crecimiento de la inversión en capital público, sin olvidar que el sector industrial también se beneficia substancialmente. No obstante, es evidente que los resultados obtenidos a partir de los datos sectoriales no están totalmente de acuerdo, por lo que a orden de magnitud se refiere, con los del modelo agregado. En el siguiente apartado se introducen algunas correcciones que pueden llevar a una mayor coherencia entre los distintos modelos considerados.

4.2. *Análisis Sectorial Corregido*

Dada la naturaleza del capital público, existe una relación implícita entre las estimaciones sectoriales y las agregadas que ahora se tratará en más detalle. El capital público es un bien público, por tanto cuando se invierte una Peseta en capital público, éste está disponible simultáneamente para los cuatro sectores de la economía. En este sentido, se podría suponer que la suma de las productividades marginales del capital público obtenidas de las estimaciones sectoriales tendrían que ser equivalentes al producto marginal obtenido en el análisis agregado. Los datos de las tablas 7a y 7b permiten observar que este comportamiento no se da. El denominado Modelo 1 o *Caso central* mide los efectos acumulados a largo plazo discutidos en el apartado anterior. En este Modelo 1 la suma de las productividades marginales por sectores exceden a la estimada para el caso agregado en un 77% y un 200% para el PIB y trabajo respectivamente.

La discrepancia entre el enfoque agregado y el sectorial se explica porque cuando aumenta la dotación de capital público los resultados obtenidos en este trabajo muestran que todos los sectores simultáneamente desean más *inputs*, es decir elasticidades positivas en casi todos los casos, con la excepción del sector relativamente más pequeño —la agricultura supone sólo un 5% del PIB y del capital privado total y un 10% de la ocupación en el último año de la muestra—. Este incremento de demanda, no obstante, se vería limitado por los recursos escasos existentes en la economía, provocando un aumento en los precios de los *inputs* que se traduciría en un ajuste a la baja de las demandas específicas de cada sector. Así, los modelos sectoriales se tendrían que ajustar para que incorporaran como el comportamiento de los otros sectores puede también afectar a las variables sectoriales, de manera que la suma de los efectos sectoriales tendría que salir más próxima a los resultados agregados. Debido, pues, a las condiciones de equilibrio general, los efectos agregados de la inversión en capital público tendrían que ser menores que la suma de los efectos específicos cuando el análisis se limita a cada uno de los sectores por separado.

En las tablas 7a y 7b, bajo la denominación de Modelo 2 o *Caso central con ajustes de equilibrio general*, se consideran los modelos VAR sectoriales incluyendo además del capital público y de las variables sectoriales *output*, trabajo y capital privado, variables que permitan incorporar como se comporta la economía de manera agregada. En concreto, se consideran tres tipos de variables proxy del tamaño de la economía: el nivel agregado de *output*, trabajo y capital privado. Los resultados obtenidos indican la conveniencia de incluir como mínimo dos de las tres variables, siempre que no aparezcan problemas de cointegración.

Los resultados estimados cuando se incorporan los ajustes de equilibrio general señalan, para el caso del PIB, unas elasticidades acumuladas considerablemente inferiores para todos los sectores menos para los servicios, si bien en todos los casos se mantiene el signo. En el sector agrícola es en el que la reducción es mayor en términos relativos pasando de 0,38 a 0,07. En la industria el valor de la elasticidad acumulada se reduce dos tercios y pasa a ser de 0,37, y en la construcción disminuye a casi la mitad (2,19). En los servicios se produce un pequeño incremento pasando de 0,88 a 0,94. Las elasticidades acumuladas de la ocupación se reducen en todos los sectores, cambiando el signo en el caso de la agricultura. Las estimaciones sobre las elasticidades acumuladas de la ocupación se reducen considerablemente en la industria (del 0,80 hasta el 0,22), en la construcción (del 5,33 al 2,24) y, aunque en menor cuantía, también en los servicios (de 0,60 a 0,44). Finalmente, la elasticidad acumulada de la inversión privada disminuye en todos los sectores menos en los servicios, sector en el que cambia el signo pero no el orden de magnitud (de -0,10 a 0,10).

Las estimaciones derivadas de las funciones impulso respuesta al incluir variables proxy ajustan considerablemente los resultados de manera que el sumatorio de los efectos sectoriales es más próximo a los valores obtenidos para el caso agregado. Así, la suma de las productividades marginales sectoriales del capital público para el caso central con ajustes de equilibrio general pasa a diferir del resultado agregado en un 18% para el *output* y en un 64% para el trabajo; y sigue señalando efectos inapreciables sobre la inversión privada. No sólo varía el sumatorio de los efectos en cuanto que este se aproxima más a los resultados obtenidos en el modelo agregado, sino que el reparto de los efectos entre los sectores también cambia significativamente. En general, el modelo corregido potencia el sector servicios y resta protagonismo al sector construcción y a la industria.

5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es el de poder estimar, a partir de la información estadística existente, cual es el impacto de la inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones sobre el comportamiento de la economía española desde un punto de vista dinámico. Se entiende que los efectos de la instalación de nuevas infraestructuras sobre la economía no se van a producir en su totalidad en el mismo período o en el siguiente, razón por la cual se rechaza un enfoque univariante de funciones de producción estáticas que incluyen el capital público como *input*.

A partir de la estimación de un modelo econométrico de vectores autorregresivos para los datos agregados y para cada uno de los cuatros sectores considerados, y de las funciones impulso respuesta que de los respectivos modelos se derivan, se estima como responden en el largo plazo las variables PIB, ocupación e inversión privada, ante un shock en el ritmo de crecimiento de la inversión en infraestructuras. En concreto, dicha metodología permite evaluar los efectos que se producirán sobre estas variables, una vez las infraestructuras estén en funcionamiento, debido a una mejor eficiencia del sistema productivo, es decir los efectos de oferta.

Los resultados se dan en términos de elasticidades acumuladas e indican en qué porcentaje habrá aumentado cada variable teniendo en cuenta los incrementos producidos durante los siguientes veinte años. Las elasticidades acumuladas estimadas son de 0,74 para el PIB, 0,33 para la ocupación y -0,01 para el capital privado. Tomando los datos de los últimos años de la muestra (1990-91), el hecho que la tasa de crecimiento del stock de capital público aumente un punto porcentual significaría que pasa de una tasa de crecimiento interanual del 7,66% a una del 8,66%, según los datos de la Fundación BBV (1995) utilizados en el estudio. Si se tiene en cuenta el tamaño relativo de las respectivas magnitudes este resultado se podría interpretar en el sentido que por cada peseta contenida en este *shock* temporal del ritmo de crecimiento de la inversión pública a largo plazo se generarían 4,03 pesetas en PIB, y también que por cada dos millones de pesetas (constantes de 1990) se crearía en el largo plazo un puesto de trabajo temporal de un año de duración.

Los efectos sobre la inversión privada serían negligibles, lo cual indicaría que, en el largo plazo, el capital público y privado no tienen una relación de sustituibilidad. El análisis de las funciones impulso respuesta (Tabla 6) pone de relieve, pero, que a corto plazo sí que se daría un efecto expulsión ya que la mayor inversión pública en infraestructuras posiblemente habría absorbido recursos que durante los próximos dos o tres años se hubieran destinado a la inversión privada. A partir del quinto año los efectos serían positivos de manera que el efecto expulsión se iría compensando gracias a los efectos que el capital público tiene sobre otros factores. Estos resultados estarían en la misma línea que los obtenidos por González-Páramo (1995) y Argimón y otros (1994) para la economía española. Aschauer (1989b) encuentra que, en la economía de los EUA, la inversión pública sustituye a la inversión privada pero, al mismo tiempo aumenta su productividad y por tanto la estimula, de manera que el efecto neto —afirma— tiende a ser positivo, más inversión pública lleva a más inversión privada; y Flores y Pereira (1993), aplicando un modelo VAR, también obtienen resultados en esta dirección.

Otra manera de interpretar estos resultados es poniendo de relieve que si la producción paga una tasa del 25% en impuestos —supuesto que sería bastante próximo a la tasa impositiva media durante el período considerado—, estos recursos adicionales que al ser invertidos en infraestructuras de transportes y comunicaciones suponen un aumento en su tasa de crecimiento, generarían a largo plazo aproximadamente una cantidad igual de nueva recaudación impositiva. Es decir, los recursos invertidos en aumentar la tasa de crecimiento del stock de capital

público «pagarían por ellos mismos» o se habrían autofinanciado a través del sistema impositivo al cabo de aproximadamente un período de veinte años.

Sería necesario insistir en que este análisis sólo valora los efectos del incremento en la tasa de crecimiento y por tanto la conclusión no es, que por cada dos millones de pesetas en inversión pública se va a crear a largo plazo un nuevo puesto de trabajo, ni tampoco que todos estos recursos destinados a infraestructuras de transportes y comunicaciones los acabe recuperando el Estado a través del sistema impositivo al cabo de unos veinte años. La aplicación del modelo VAR solo permite estimar cuales serían los efectos de los recursos adicionales necesarios para producir este shock, pero en ningún caso de toda la inversión realizada anualmente.

Una aportación a destacar de este trabajo es la de la aplicación de la metodología econométrica desarrollada a las series desagregadas por sectores, lo cual hace posible considerar cuatro modelos VAR sectoriales que permiten aportar evidencia empírica sobre el diferente impacto de la inversión en infraestructuras de transportes y comunicaciones sobre los sectores de la economía y clarificar por tanto que sectores aparecen como los principales beneficiarios. En este sentido, los resultados ponen de relieve que el sector servicios absorbe casi dos terceras partes de los efectos producidos en términos de nuevo PIB y casi la mitad de los producidos sobre la ocupación. El sector servicios representa casi un 60% del PIB total y un 55% de los ocupados y, por tanto, si la economía en términos generales crece más, es lógico esperar que el sector terciario también crezca más, sobretodo teniendo en cuenta que contiene los servicios de transporte que en teoría parece que deberían de ser los que más se van a beneficiar del nuevo capital público. El segundo sector que acumula un mayor porcentaje de los efectos producidos por las nuevas infraestructuras es el de la construcción, el cual a pesar de representar aproximadamente un 10% del PIB total y de la ocupación, absorbe un 25 y un 41% de los efectos producidos en PIB y ocupación respectivamente. En cambio, el sector industrial que representa alrededor de un 25% del PIB y de la ocupación, captura tan solo un 10 y un 12% de los efectos producidos sobre el PIB y la ocupación respectivamente.

La representación de las funciones impulso respuesta de la tabla 6, permite apreciar algunas características distintivas entre el comportamiento de los sectores. En primer lugar, destaca la reacción poco sensible y más bien errática que tienen las variables agrícolas. En cuanto al PIB, el perfil de respuesta que presentan el resto de sectores es claramente distinto al del sector agrícola, y muy similar entre ellos, aunque mucho más acentuado y de una dimensión considerablemente mayor en el sector construcción que en servicios, y en éste que en industria. Este comportamiento se repite para la ocupación. La inversión privada en todos los sectores tiene una reacción muy pequeña.

Resumiendo, los resultados por sectores que se obtienen llevan a concluir que sería el sector de la construcción el principal pero no el único beneficiado del incremento inesperado en la tasa de crecimiento del stock de capital público, ya que representando sólo una décima parte de la economía absorbe un porcentaje considerablemente más elevado de los efectos económicos producidos, lo cual

despierta sospechas de que el modelo esté capturando parte de los efectos demanda ligados al proceso de construcción de las infraestructuras.

En cuanto a la comparación de los resultados obtenidos con los de otros estudios similares aplicados a la economía española, hay que señalar que estos son difícilmente equiparables con las elasticidades estimadas a partir de un enfoque uniecuacional (Bajo y Sosvilla, 1993; Argimón y otros, 1993; Mas y otros 1993; Garcia-Fontes y Serra, 1994) por varias razones. En primer lugar, en este artículo se estiman elasticidades de un shock producido en la inversión pública y no en el stock de capital público; y en segundo lugar se trata de elasticidades acumuladas, es decir capturan los efectos producidos no en el mismo año sino en todos en los que la variable se ha incrementado debido a este shock. Finalmente, el modelo no solo permite obtener la elasticidad del PIB respecto a la inversión pública sino también la del trabajo e inversión privada. En todo caso, se confirmarían los efectos positivos sobre el PIB, estimados a través de los distintos enfoques, de la inversión en capital público para el caso de la economía española.

Referencias bibliográficas

- ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M.; MARTÍN, M.J.; ROLDÁN, J.M. (1993). «Productividad e infraestructuras en la economía española». *Documento de Trabajo 9313*. Banco de España.
- ARGIMÓN, I.; GONZÁLEZ-PÁRAMO; ROLDÁN, J.M. (1994). «Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: Evidencia para el caso español». *Documento de Trabajo 9424*. Banco de España.
- ARGIMÓN, I.; MARTÍN, M.J. (1993). «Series de stock de infraestructuras del Estado y de las Administraciones públicas en España». *Documento de Trabajo EC/1993/7*. Banco de España.
- ASCHAUER, D.A. (1989a). «Public investment and productivity growth in the Group of Seven». *Economic Perspectives*, 13, 17-25. Federal Reserve Bank of Chicago.
- (1989b). «Is Public Expenditure Productive?». *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- BAJO, O.; SOSVILLA, S. (1993). «Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case, 1964-1988». *Economic Modelling*, 10 (3), 179-185.
- BERNDT, E.R.; HANSSON, B. (1992). «Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden». *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 151-172 (Supplement).
- CAMAGNI, R.; CHESIRE, P.C.; CUADRADO, J.R.; GAUDEMAR, J.P. (1991). «Las políticas regionales de la Comunidad Europea: pasado y futuro». *Estudios Territoriales*, 35, 17-48.
- CORRALES, A.; TAGUAS, D. (1991). «Series macroeconómicas para el período 1954-1988. Un intento de homogeneización». En MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M.; ZABALZA, A. (ed.). *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, p. 583-646. Barcelona: A. Bosch.
- COSTA, J.; ELLSON, R.W.; MARTIN, R.C. (1987). «Public Capital, Regional output and Development: some Empirical Evidence». *Journal of Regional Science*, 27, 419-437.
- DE LA DEHESA, G.; KRUGMAN, P. (1992). «EMU and the Regions». Group of thirty, *Occasional Papers*, 30.

- DE LA FUENTE, A. (1994). «Capital público y productividad». En ESTEBAN, J.M.; VIVES, X. (dirs.). *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, vol. 2, p. 479-505. Barcelona: Instituto de Análisis Económico-CSIC.
- (1996). «Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica». *Información Comercial Española*, 757, 25-40 (octubre).
- DE RUS, G.; ROMÁN, C.; TRUJILLO, L. (1995). «Infraestructuras de transporte y convergencia». *Papeles de Economía Española*, 63, p. 234-251.
- DENO, K.T. (1988). «The Effect of Public Capital on U.S. Manufacturing Activity: 1970 to 1978». *Southern Economic Journal*, 55(2), 400-411.
- DENO, K.T.; EBERTS, R. (1989). «Public Infrastructure and Regional Economic Development: a Simultaneous Equations Approach». *Documento de Trabajo* No. 8909. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root». *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DRAPER, M.; HERCE, J.A. (1994). «Infraestructuras y crecimiento: un panorama». *Revista de Economía Aplicada*, 6(II), 129-168.
- EBERTS, R. (1986). «Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Growth». *Documento de Trabajo* No. 8610. Federal Reserve Bank of Cleveland.
- EISNER, R. (1991). «Infrastructure and Regional Economic Performance». *New England Economic Review*. Federal Reserve Bank of Boston, septiembre/octubre de 1991, p. 47-58.
- FINN, M. (1993). «Is all government capital productive?». *Economic Quarterly*, 79(4). Federal Reserve Bank of Richmond.
- FLORES, R.; GRACIA, M.; PÉREZ, T. (1998). «Public Capital Stock and Economic Growth: an Analysis of the Spanish Economy». *Applied Economics*, de próxima aparición.
- FLORES, R.; PEREIRA, A.M. (1993). «Public Capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive?». *Discussion Paper*, 93-31. University of California at San Diego.
- FOLGADO, J. (1991). «Las infraestructuras españolas ante el mercado único europeo». *Papeles de Economía Española*, 48, 124-133.
- FUNDACIÓN BBV (1995). *El stock de capital en España y sus comunidades autónomas*.
- GARCIA-FONTES, W.; SERRA, D. (1994). «Capital público, infraestructura y crecimiento». En ESTEBAN, J.M.; VIVES, X. (dirs.). *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, vol. 2, 453-477. Barcelona: Instituto de Análisis Económico-CSIC.
- GARCIA-MILÀ, T.; MCGUIRE (1992). «The Contribution of Publicly Provided inputs to States' Economies». *Regional Science and Urban Economics*, 22, 229-241.
- GARCIA-MILÀ, T.; MCGUIRE, T.; PORTER, R. (1996). «The Effect of Public Capital in State-level Production Functions Reconsidered». *The Review of Economics and Statistics*, LXXVIII, 177-180.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. (1995). «Infraestructuras, productividad y bienestar». *Investigaciones Económicas*, 19, 155-168.
- GRAMLICH, E.M. (1994). «Infrastructure Investment: a Review Essay». *Journal of Economic Literature*, 32, 1176-1196.
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P. (1974). «Spurious Regressions in Econometric». *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

- HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: University Press.
- HOLTZ-EAKIN, D.; CRIHFIELD, J.B.; PANGGABEAN, M.P.H. (1995). «Is Public Infrastructure Productive? A Metropolitan Perspective Using new Capital Stock Estimates». *Regional Science and Urban Economics*, 25(5), 607-630.
- HULTEN, C.R.; SCHWAB, R.M. (1992). «Is There too little Public Capital? Infrastructure and Economic Growth». *Discussion Paper* (febrero). American Enterprise Institute.
- INE. *Encuesta de población Activa. Principales resultados* (varios años). Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- INE. *Contabilidad Nacional de España* (varios años). Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- INSTITUTO VALENCIANO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS (IVIE) (1993). «Estimación del stock de capital público en España y en las CCAA». Valencia. Mimeo.
- JOHANSEN, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegration Vectors». *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- (1991). «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models». *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root». *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LYNDE, C.; RICHMOND, J. (1992). «The Role of Public Capital in Production». *Review of Economics and Statistics*, 74, 37-44.
- MAMUNEAS, T.P.; NADIRI, M.I. (1991). «The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries». *Documento de Trabajo* Nº 3887. NBER.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F.; URIEL, E. (1993). «Capital público y productividad de la economía española». *Moneda y Crédito*, 198, 207-241.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA (1984). «Población, actividad y ocupación en España (reconstrucción de las series históricas 1960-1978)». *Colección de Estudios y Seminarios*. Secretaría General Técnica.
- MUNNELL, A.H. (1990). «Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment». *New England Economic Review*, enero/febrero, p. 3-22. Federal Reserve Bank of Boston.
- RATNER, J.B. (1983). «Government Capital and the Production Function for US Private Output». *Economic Letters*, 13, 213-217.
- ROCA, O. (1996). «Impacto de la inversión en infraestructuras sobre el producto y la ocupación en Españ». Tesis doctoral presentada en la Universitat Autònoma de Barcelona.
- SIMS, C.A. (1980). «Macroeconomics and Reality». *Econometrica*, 48, 1-48.
- TATOM, J.A. (1991). «Public Capital and Private Sector Performance». *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73(3), 3-15.
- VENTURA, E. (1992). «La inversión pública y el desarrollo regional: El período 1982-86». *Hacienda Pública Española*, 122, 143-160.