

Departamento de Economía Aplicada

DOCUMENTOS
DE
TRABAJO



UNIVERSIDAD DE JAÉN

Capital público y privado como
determinantes del crecimiento
industrial. Estimación de una función
de producción para las regiones
españolas

WP 0105/N^o 23

Juan Ramón Lanzas Molina y
Diego Martínez López *

Dirección para comentarios y críticas

Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Jaén
Paraje las Lagunillas s/n
23071 Jaén
email: jrlanzas@ujaen.es

* Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Jaén.

Título del trabajo: «Capital público y privado como determinantes del crecimiento industrial. Estimación de una función de producción para las regiones españolas»

Autores:

Juan Ramón Lanzas Molina

Doctor en Ciencias Económicas y Empresariales

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Jaén

Paraje Las Lagunillas s/n. 23071 Jaén

Teléfono: 953012110

Fax: 953012222

Correo electrónico: jrlanzas@ujaen.es

Diego Martínez López

Profesor de Economía Aplicada

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Jaén

Paraje Las Lagunillas s/n. 23071 Jaén

Teléfono: 953012297

Fax: 953012222

Correo electrónico: dmlopez@ujaen.es

Universidad de Jaén

Resumen:

Este trabajo utiliza la información de la base de datos MORES para caracterizar el sector manufacturero de las regiones españolas en el período 1980-1995. Se ha llevado a cabo un análisis de sus principales indicadores, así como de los efectos del capital público sobre la productividad y la capitalización del sector. También se estima bajo distintas especificaciones una función de producción con infraestructuras mediante técnicas de datos de panel, comentando los efectos individuales inobservables correspondientes al sector industrial de cada comunidad autónoma.

Abstract:

This paper uses MORES data base to characterize the manufacturing sector in the Spanish regions over period 1980-1995. Main indicators are analyzed, thus the effect of public capital on productivity and private capital investment. Furthermore a production function with infrastructure is estimated for regional industry using panel data techniques to control for unobserved state-specific characteristics.

Capital público y privado como determinantes del crecimiento industrial. Estimación de una función de producción para las regiones españolas¹

I. Introducción

Recientemente han sido muchos los trabajos que han proliferado para presentar evidencia empírica sobre el impacto que ejercen determinados parámetros sobre el crecimiento de las regiones españolas. Una parte representativa de los estudios realizados se han centrado en la influencia del *stock* de capital público territorializado, una vez que se dispone de fuentes estadísticas apropiadas para tal fin².

Con el trabajo que aquí se desarrolla nos acercamos a un enfoque en el que pretendemos determinar el papel que representan las dotaciones de capital público y privado, así como el empleo en el crecimiento industrial, estimando al efecto una función de producción del tipo Cobb-Douglas para la industria regional. No obstante, con carácter previo significaremos aquellos indicadores que nos permiten caracterizar el comportamiento heterogéneo de las economías regionales desde esta perspectiva.

¹ Agradecemos los comentarios y sugerencias recibidos de Pablo Brañas y José Manuel González-Páramo a una versión anterior de este trabajo. Asimismo, la colaboración de Teresa Dabán por habernos facilitado la base de datos MORES. No obstante, los errores que aún pudieran subsistir son de nuestra exclusiva responsabilidad.

² Especialmente, a partir de las estimaciones del *stock* de capital público y privado territorializado llevadas a cabo por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) en colaboración con la Fundación BBV.

El objetivo principal que pretende cubrir el trabajo se encuadra en el análisis, desde la óptica de la función de producción, de las interrelaciones del capital público, el capital privado y la población ocupada en el sector industrial con el crecimiento del VAB industrial, tratando de discernir el grado de relación existente entre dichas variables.

La fuente estadística de donde se han obtenido los datos necesarios para esta investigación procede de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria del Ministerio de Economía y Hacienda que, recientemente, ha elaborado una base de información para el análisis de las economías regionales más conocida como BD.MORES³. De esta base, han sido seleccionadas para el análisis efectuado determinadas variables sobre las que conviene reseñar algunas consideraciones.

Respecto al *stock* de capital público esta base presenta dos notables diferencias en relación con la publicada por la Fundación BBV. En primer lugar, efectúa una territorialización de las infraestructuras ferroviarias a partir de 1980. En segundo lugar, incorpora al *stock* de capital privado de la agricultura una buena parte de las infraestructuras públicas del sector agrario, debido a que la naturaleza de las mismas impide su utilización generalizada por otros sectores económicos.

En relación al *stock* de capital privado de la industria, debe ponerse de manifiesto, por una parte, que la BD.MORES utiliza un deflactor específico en la estimación de la Formación Bruta de Capital Fijo (FBCF) por ramas industriales y

³ Véase Dabán y otros (1998).

comunidades autónomas (que influye, obviamente, en la cantidad de capital obtenida en pesetas constantes a través del método del inventario permanente) y, por otra parte, el tratamiento más adecuado que la base de datos aporta en la elaboración del *stock* de capital privado de las regiones con menor número de establecimientos industriales.

A lo largo de todo el análisis realizado, los datos referidos a la producción industrial regional comprenden el conjunto de actividades manufactureras, excluido el sector de la construcción y la energía. El concepto de capital público utilizado es el de *stock* de capital de Servicios No Destinados a la Venta en sentido amplio productivo, que excluye sanidad y educación⁴. Todas las variables se encuentran valoradas a precios constantes de 1980. El ámbito temporal que abarca el estudio queda comprendido entre los años 1980 y 1995. Si bien es cierto que dicho período es relativamente corto, no obstante se puedan significar algunos aspectos como la plena configuración del Estado de las Autonomías, el diseño de políticas industriales regionales que pueden determinar comportamientos particulares y diferentes fases del ciclo económico, que lo convierten en un período adecuado a los efectos del análisis realizado.

El trabajo queda estructurado en cuatro partes fundamentales. Tras esta introducción, el apartado segundo se ocupa del análisis de aquellos indicadores que identifican la importancia del sector manufacturero de las regiones españolas. En el

⁴ No obstante, en una de las especificaciones econométricas recogidas en el apartado III se emplea un concepto de capital público más amplio.

apartado tercero se estima una función de producción para las industrias regionales. Finalmente, las conclusiones más significativas cierran el estudio.

II. Evolución de la actividad industrial de las regiones españolas. Análisis de las variables más representativas

En este apartado vamos a centrarnos en el análisis de los parámetros más significativos que nos permitan poder ofrecer una caracterización del sector industrial de las comunidades autónomas. Para ello haremos referencia, fundamentalmente, al agregado industrial, aunque significaremos algunos rasgos que se desprenden del análisis sectorial.

CUADRO 1
Indicadores del sector industrial en las comunidades autónomas. Promedio del período 1980-1995 (en porcentaje)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
AND	8,57	15,66	1,00	9,11	13,62	-0,32	1,57	1,44	-0,02	0,86	2,10
ARA	3,92	28,48	3,65	3,83	24,29	-0,06	1,72	4,04	0,94	1,08	2,27
AST	2,84	24,27	0,03	2,41	16,90	-1,61	1,96	1,67	0,93	1,13	2,94
BAL	0,76	8,38	0,35	1,21	13,23	-0,67	1,05	1,32	-0,81	0,55	1,11
CAN	1,14	8,62	3,40	1,12	7,13	0,84	1,71	2,74	2,39	0,33	1,90
CANT	1,79	30,70	0,99	1,57	23,91	-1,42	1,91	2,57	-0,70	1,61	2,68
CYL	5,79	22,87	2,26	5,50	17,00	-0,66	1,77	3,12	0,81	0,67	2,13
CLM	2,73	19,30	2,29	3,63	19,30	0,25	1,26	2,13	2,24	0,48	1,46
CAT	25,93	34,87	2,14	24,76	31,87	-0,82	1,76	3,19	1,02	1,81	1,78
VAL	10,80	28,71	2,24	12,96	27,84	0,29	1,40	2,22	2,12	1,19	1,36
EXT	0,53	7,25	-0,27	0,97	8,86	-1,13	0,91	0,89	3,02	0,28	1,42
GAL	4,65	18,93	2,00	5,36	13,47	-0,44	1,46	2,70	2,51	0,63	1,30
MAD	12,80	21,79	2,27	11,32	18,95	-0,88	1,90	3,39	0,54	1,68	1,67
MUR	1,72	18,67	2,26	2,36	20,39	0,08	1,22	2,64	0,81	1,01	1,25
NAV	2,79	41,84	3,42	2,50	34,82	0,29	1,88	3,37	3,63	1,22	2,03
PV	11,91	44,11	0,99	10,13	37,43	-1,72	1,98	2,82	-0,35	2,21	2,71
RIO	1,31	39,25	2,65	1,25	34,19	-0,17	1,76	3,29	3,31	0,59	1,28
NAC	100,00	25,20	2,00	100,00	21,55	-0,62	1,68	2,68	0,89	1,11	1,85

Fuente: BD.MORES y elaboración propia

[1] VAB industrial región/VAB industrial nacional

[2] VAB industrial región/VAB total región

[3] Tasa de crecimiento anual del VAB industrial

[4] Empleo industrial región/empleo industrial nacional

[5] Empleo industrial región/empleo total región

[6] Tasa de crecimiento del empleo en el sector industrial

[7] Productividad aparente del trabajo (VAB/L). En millones de pesetas por persona ocupada

[8] Tasa de crecimiento anual de la productividad aparente del trabajo

[9] Tasa media de crecimiento del stock de capital privado industrial

[10] Stock de capital privado industrial/stock de capital público productivo en sentido amplio

[11] Relación stock de capital privado/empleo industrial (K/L). En millones de pesetas por persona ocupada

El conjunto de variables e indicadores representados en el cuadro 1 evidencian las disparidades existentes en la actividad industrial de las comunidades autónomas españolas, al margen del distinto peso específico que tiene el sector en cada economía regional.

Al observar dicho cuadro resulta evidente la alta concentración tanto del *output* industrial [columna 1] como de la población ocupada [columna 4] en un número reducido de regiones en las que, por otra parte, se encuentran grandes núcleos urbanos. Así, las Comunidades de Cataluña, Madrid, País Vasco y Valencia agrupan más del 60 por 100 del VAB industrial nacional y porcentaje similar del empleo. Por su parte, el peso específico del sector manufacturero⁵ en cada comunidad autónoma según VAB y empleo [columnas 2 y 5] difiere entre las regiones, estando situados los mismos por encima de la media nacional en esas cuatro Comunidades, a excepción de Madrid donde pesa mucho el sector servicios debido en parte a su capitalidad, y además en Aragón, Cantabria, Navarra y La Rioja que manifiestan claramente un mayor nivel de desarrollo económico regional y donde, a su vez, se han conseguido las mayores tasas de crecimiento medio anual [columna 3], si exceptuamos a Cantabria e incluimos a Canarias. En las Comunidades de Andalucía, Extremadura, Asturias, País Vasco y Baleares el VAB industrial experimenta un significativo retroceso, mientras que en otras que parten de una menor presencia del sector han experimentado un crecimiento significativo, como es el caso de las dos Castillas y Murcia. No obstante, estas desigualdades en

⁵ Las diferentes peculiaridades existentes tanto desde el punto de vista territorial (superficie, etc.) como por la importancia relativa que pueden adquirir otros sectores en los que se consigue ventaja comparativa y competitiva, determinan la importancia relativa del sector industrial de las regiones.

la participación relativa de la industria en el *output* regional y su tasa de crecimiento medio en el período son mucho más acusadas si descendemos al nivel provincial⁶.

Las tasas de variación anual del empleo industrial también nos proporcionan información para caracterizar la evolución de la actividad manufacturera regional. Al respecto cabe apuntar que el proceso de destrucción de población ocupada es un fenómeno singular que caracteriza a la mayoría de las regiones. Solamente cuatro comunidades presentan una evolución media positiva, destacando Canarias y Navarra y el mayor descenso que se registra en la Cornisa Cantábrica y País Vasco. El conjunto nacional presenta una caída media que se sitúa en un porcentaje del 0,67 por 100 para el promedio del período.

Aunque la variable empleo presenta el inconveniente de estar sometida a variaciones tecnológicas, las propias del ciclo económico o de organización empresarial, lo cierto es que el proceso de destrucción de empleo ha venido acompañado de forma paralela por una creciente capitalización en las regiones, como lo pone de manifiesto la tasa media de crecimiento del *stock* de capital privado industrial [columna 9], esto es, el claro proceso de sustitución de trabajo por capital, fundamentalmente en los años de expansión económica.

La productividad aparente del trabajo (VAB/L) es una variable de referencia obligada en el análisis del sector industrial por regiones. Es preciso apuntar que este indicador puede estar condicionado, en sus valores agregados regionales, por el

⁶ El diferente dinamismo del sector manufacturero en las provincias españolas puede verse, entre otros, en Gradolph y Cuadrado (1998).

cambio en las productividades sectoriales, si bien son otros factores, como el *stock* de capital en sus diferentes manifestaciones –público, humano, tecnológico-, la capacidad de utilización de los recursos o el aprovechamiento de las economías de escala, los que mejor pueden explicar los niveles de productividad alcanzados por la industria regional.

A pesar de que los indicadores medios de productividad del trabajo en la industria no evidencian grandes diferencias entre regiones [columna 7], no obstante se ponen de manifiesto inferiores valores en las comunidades menos desarrolladas. Estos menores niveles de productividad se encuentran más asociados a las reducidas dotaciones de capital por trabajador [columna 11] que a unas menores tasas de crecimiento en la capitalización de los procesos productivos [columna 9]. Es preciso significar, no obstante, el caso atípico de Andalucía donde una relativamente elevada relación capital-trabajo se corresponde con un reducido valor para la productividad del trabajo⁷. En esta dirección, hay que apuntar la mayor divergencia de productividad entre regiones⁸ lo que trasciende de manera importante en el propio estancamiento de la convergencia global regional a la que se asiste desde los primeros años ochenta en España⁹.

⁷ En esta Comunidad Autónoma, además, se aprecia una caída en el empleo industrial más intensa que la reducción en el *stock* de capital privado instalado, por lo que la relación capital-trabajo muestra una trayectoria creciente a lo largo del período objeto de estudio y superior a la media nacional.

⁸ Utilizando el estadístico desviación típica para evaluar de una forma sencilla la convergencia-divergencia, se comprueba que el valor de éste aumenta desde 0,23 en el año 1980 a 0,46 en 1995, lo cual evidencia una mayor dispersión en los valores de la productividad entre el principio y el final del período.

⁹ Algunos autores, entre ellos Myro (1997), contrastan la no existencia de convergencia en productividad. Segarra (1997), atribuye el aumento en la dispersión de la productividad industrial agregada a las crecientes desigualdades registradas por las productividades de los distintos subsectores industriales.

El análisis de correlación que se muestra en el cuadro 2 entre algunas de las variables e indicadores apuntados hasta ahora, nos permite señalar determinados comentarios previos que conviene anticipar al análisis de regresión múltiple que se efectúa con posterioridad.

CUADRO 2
Análisis de correlación entre variables del sector industrial
Período 1980-1995

	[1]	[2]	[3]	[4]
AND	0,58	0,38	0,48	0,60
ARA	0,57	-0,13	0,87	-0,18
AST	0,83	0,06	0,79	-0,15
BAL	0,17	0,70	0,26	0,13
CAN	0,84	-0,27	0,90	0,24
CANT	0,74	0,42	0,89	0,49
CYL	0,61	0,18	0,91	0,05
CLM	0,84	-0,40	0,80	0,45
CAT	-0,21	0,36	0,94	0,53
VAL	0,24	0,56	0,80	0,28
EXT	0,85	-0,11	0,82	-0,55
GAL	0,44	0,55	0,77	0,60
MAD	0,43	0,18	0,93	0,47
MUR	0,91	0,44	0,39	0,61
NAV	0,69	0,28	0,91	0,34
PV	0,67	-0,10	0,92	0,21
RIO	0,64	0,63	0,37	0,01
Promedio	0,58	0,22	0,75	0,24

Fuente: BD.MORES y elaboración propia

(1) Resultados de correlación entre las tasas de crecimiento del VAB industrial y la productividad aparente del trabajo (VAB/L)

(2) Resultados de correlación entre las tasas de crecimiento de la relación K/L y VAB/L

(3) Resultados de correlación entre el *stock* de capital público y la productividad aparente del trabajo (VAB/L)

(4) Resultados de correlación entre el crecimiento del *stock* de capital público y privado

El crecimiento de la productividad del trabajo (VAB/L) queda asociado con el que experimenta la producción (VAB) [columna 1], si bien de los resultados que se obtienen del análisis de correlación hay que exceptuar la relación negativa en la Comunidad Catalana caracterizada por la presencia de un fuerte sector industrial. No obstante, se corrobora el argumento de que ambas variables quedan ligadas de manera positiva, aunque ello no implique la aceptación de un único sentido en la relación de causalidad (desde el crecimiento de la productividad al producto), sino

que como apunta Myro (1997), es aceptable que la existencia de las externalidades determine que el avance del producto incida sobre la productividad.

Resultados más concluyentes se obtienen en el análisis de correlación entre la relación capital privado industrial/trabajo (K/L) y la productividad del trabajo (VAB/L) [columna 2], observándose la reducida correlación que muestran ambos ratios en la línea ya apuntada por Myro (1997), y tratada desde otra perspectiva en el siguiente apartado de este trabajo. Por su parte, sí existe una clara correlación entre dotación de capital público y productividad [columna 3]. Con ello se corrobora la hipótesis que atribuye un efecto positivo de la acumulación de capital público sobre la productividad de las industrias regionales. Asimismo, cabe indicar la relación de complementariedad existente entre el capital público y privado que se observa en la mayor parte de las regiones [columna 4]. En esta dirección, se ha contrastado para el caso español la hipótesis formulada por Duffy-Deno¹⁰ (1991) para la economía norteamericana, esto es, si existe una relación positiva entre las dotaciones de capital público y la intensidad en capital industrial, comprobando que para la economía española la evidencia no es contundente, dado que en todo el período, en al menos siete comunidades autónomas con diferente nivel de desarrollo, cabe interpretar que la intensidad de capital en el sector manufacturero es inferior a la que le correspondería de acuerdo con su nivel de infraestructuras

¹⁰ El contraste de la hipótesis Duffy-Deno puede efectuarse, de una forma sencilla, a partir del signo de la siguiente relación: $\frac{(K/L)_t^r - (K/L)_t^n}{(G/VAB)_t^r - (G/VAB)_t^n}$, donde K es el *stock* de capital privado, G el *stock* de capital público, VAB el valor añadido bruto industrial y L la población ocupada en la industria, para el año t , en la región r y para el conjunto nacional n . Un valor positivo para dicho cociente implica el cumplimiento de la hipótesis formulada, esto es, que las comunidades autónomas mejor (peor) dotadas en términos de capital público en relación a su VAB industrial presentan una relación capital/trabajo superior (inferior) a la media nacional.

públicas, o bien presentan una relación capital/trabajo superior a la media nacional a pesar de una dotación de capital público en relación a su VAB inferior a dicha media.

Cuando se desciende al análisis de la industria regional a nivel de subsectores podemos aportar también algunos rasgos característicos que conviene resaltar. No obstante, al trabajar con la BD.MORES que contempla la clasificación a nivel R17, sólo se dispone de información para nueve sectores industriales, por tanto esta agregación es relativamente elevada para poder realizar un análisis sectorial bien definido¹¹. En consecuencia, únicamente a título de información hemos elaborado el cuadro 3 a partir del cual podemos apuntar algunas características de cómo es la concentración de las variables más representativas por subsectores, tales como el capital privado, el valor añadido o el empleo y cual es nivel medio de productividad que se alcanza en cada uno de ellos, lo que nos sugiere algunas consideraciones puntuales.

Las tres variables representadas -capital, VAB y empleo- se han mantenido muy estables y concentradas en cada comunidad autónoma en unos pocos sectores. Asimismo, se observa que las ramas de actividad de alimentación, minerales y productos no metálicos, productos metálicos y maquinaria, cuentan con una presencia generalizada en la mayor parte de las regiones, mientras que las restantes se encuentran relativamente concentradas en determinadas regiones.

¹¹ El sector de productos metálicos y maquinaria agrupa a subsectores tan diversos como productos metálicos, maquinaria agrícola e industrial, material de oficina precisión y óptica y material eléctrico.

CUADRO 3
Stock de capital privado, valor añadido, empleo y productividad en los subsectores industriales
Promedio del período 1980-1995

	Minerales y metales				Minerales y prod. no metálicos				Química			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
AND	11,92	8,63	3,60	3,78	11,21	10,62	9,11	1,83	15,66	10,21	3,84	4,21
ARA	7,32	3,60	1,95	3,09	6,72	5,94	5,42	1,88	8,49	6,17	4,49	2,32
AST	64,16	46,29	35,90	2,53	9,52	10,55	9,22	2,26	3,71	3,41	2,51	2,72
BAL	1,28	0,02	0,00	0,00	28,72	11,42	7,33	1,64	2,00	0,84	0,64	1,38
CAN	1,05	0,17	0,16	0,00	14,34	12,71	12,03	1,81	5,88	2,49	1,72	2,56
CANT	27,00	16,62	12,59	2,51	7,90	6,54	5,78	2,17	26,60	14,81	8,66	3,29
CYL	2,44	2,13	1,26	2,95	11,33	7,57	8,41	1,60	12,12	6,70	4,13	2,91
CLM	2,25	1,90	0,76	3,69	22,34	16,78	11,02	1,92	16,61	15,65	4,77	4,19
CAT	4,72	1,15	0,64	3,18	6,79	4,87	4,39	1,94	19,15	16,24	9,14	3,15
VAL	8,73	3,01	1,36	2,95	19,62	12,76	10,90	1,63	6,32	4,71	2,48	2,65
EXT	2,67	1,93	1,03	1,86	17,49	9,98	8,14	1,14	1,81	1,70	1,06	1,47
GAL	9,98	12,13	3,44	5,11	13,96	9,53	11,57	1,20	6,90	4,59	2,25	3,02
MAD	6,47	1,61	0,83	3,68	8,21	4,45	4,02	2,12	13,67	13,23	8,76	2,91
MUR	6,52	5,97	2,14	3,47	8,05	7,31	6,23	1,46	15,89	8,28	4,38	2,32
NAV	10,75	12,61	6,85	3,46	11,14	7,25	7,12	1,98	5,57	2,58	2,10	2,36
PV	36,87	16,38	11,08	2,91	4,57	3,90	3,50	2,20	6,48	5,35	3,54	3,03
RIO	1,10	0,31	0,17	0,00	8,60	3,99	4,96	1,41	2,61	2,07	1,63	2,25
NAC	13,73	6,51	3,54	3,05	9,87	7,23	6,83	1,77	12,29	9,85	5,39	3,10
	Prod. Metálicos y maquinaria				Material de transporte				Alimentación			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
AND	9,11	13,64	12,94	1,66	7,44	6,31	11,88	0,83	30,78	35,49	29,99	1,86
ARA	16,45	32,34	30,05	1,84	32,26	20,25	13,75	2,53	10,80	11,91	12,59	1,62
AST	8,70	12,40	16,19	1,50	2,72	6,21	7,43	1,75	6,88	14,52	14,36	1,99
BAL	5,54	8,39	8,37	1,05	1,06	1,48	1,32	1,23	29,08	28,62	19,47	1,54
CAN	3,44	5,86	9,10	1,10	3,16	5,01	4,62	1,85	49,16	56,11	42,34	2,30
CANT	16,12	27,26	29,06	1,80	5,19	7,10	8,11	1,68	9,41	16,15	19,10	1,62
CYL	8,92	11,33	13,78	1,46	15,59	26,50	17,86	2,67	25,23	22,91	24,74	1,64
CLM	11,38	20,58	15,32	1,71	1,46	2,13	2,02	1,32	27,11	18,90	21,14	1,12
CAT	16,94	26,40	24,27	1,91	12,33	8,53	8,39	1,81	10,39	12,50	10,80	2,03
VAL	9,07	17,03	12,44	1,91	9,34	9,44	5,17	2,59	14,35	14,58	11,52	1,77
EXT	11,80	16,25	14,94	0,99	0,81	0,56	0,76	0,67	43,17	48,50	39,12	1,13
GAL	11,28	11,95	12,40	1,40	17,70	23,38	22,14	1,59	18,37	21,26	20,21	1,53
MAD	24,79	34,55	31,28	2,11	13,09	11,37	12,28	1,81	10,30	11,79	10,10	2,21
MUR	10,08	13,13	11,84	1,34	5,28	11,97	8,45	1,74	36,19	29,57	31,92	1,13
NAV	23,45	28,78	26,85	2,02	10,64	16,33	12,96	2,38	15,78	15,17	18,52	1,53
PV	25,23	41,62	45,31	1,82	4,68	8,72	8,64	2,05	4,37	6,16	5,93	2,04
RIO	13,44	14,69	16,10	1,60	6,41	3,79	3,18	2,00	28,76	46,75	21,53	3,83
NAC	15,90	24,53	22,40	1,84	10,58	10,87	9,82	1,89	15,08	16,75	15,55	1,80
	Textil y cuero				Papel				Caucho, plástico y otras manuf.			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
AND	3,35	6,41	13,41	0,75	5,81	3,69	4,22	1,40	4,73	4,98	11,02	0,71
ARA	2,67	7,05	15,75	0,74	7,26	4,64	4,28	1,86	8,04	8,11	11,72	1,17
AST	0,44	1,19	3,86	0,60	1,94	2,55	3,37	1,54	1,92	2,88	7,16	0,79
BAL	12,72	27,92	33,45	0,87	6,38	4,40	4,90	0,96	13,21	16,92	24,51	0,73
CAN	1,27	0,74	1,88	0,67	11,29	8,11	9,52	1,45	10,41	8,80	18,64	0,80
CANT	1,68	1,89	3,50	1,05	1,66	2,01	2,67	1,45	4,45	7,60	10,53	1,38
CYL	5,39	4,36	9,02	0,85	5,09	4,01	4,30	1,62	13,90	14,48	16,50	1,55
CLM	5,41	13,68	27,86	0,61	2,08	1,84	2,16	1,07	11,37	8,54	14,94	0,72
CAT	13,13	15,99	23,89	1,19	7,52	5,99	6,84	1,55	9,04	8,35	11,63	1,26
VAL	13,06	20,64	30,40	0,94	5,12	3,04	3,97	1,07	14,38	14,80	21,76	0,95
EXT	11,00	9,38	18,92	0,45	2,21	2,57	2,51	0,94	9,04	9,13	13,53	0,62
GAL	4,14	4,67	9,11	0,74	5,66	2,97	3,00	1,45	12,01	9,52	15,88	0,87
MAD	2,31	5,10	9,08	1,04	12,18	11,05	12,27	1,73	8,98	6,85	11,38	1,14
MUR	4,76	9,25	11,84	0,95	3,69	3,07	3,63	1,03	9,53	11,43	19,58	0,71
NAV	2,24	2,96	5,90	0,92	10,25	6,39	7,85	1,51	10,20	7,93	11,85	1,26
PV	0,78	1,57	2,60	1,19	7,42	4,58	5,41	1,65	9,59	11,72	13,98	1,66
RIO	13,58	14,74	30,95	0,82	9,18	3,11	4,49	1,22	16,33	10,54	16,98	1,09
NAC	6,31	9,63	16,54	0,97	6,85	5,28	5,83	1,53	9,38	9,34	14,12	1,11

Fuente: BD.MORES y elaboración propia

(1) Stock de capital privado sector/stock de capital privado total industria

(2) VAB sector/VAB total industria

(3) Empleo del sector/VAB total industria

(4) Productividad aparente del trabajo (VAB/L). En millones de pesetas por persona ocupada

Otro aspecto a destacar lo constituye la agrupación de capital privado industrial, VAB y empleo de los sectores de intensidad tecnológica media-alta¹², en las regiones de mayor tradición manufacturera que, a su vez, coinciden con las de mayor desarrollo económico. Además, es en estos sectores donde las divergencias en productividad aparente del trabajo se han acentuado más en el período de referencia.

III. Estimación de una función de producción para la industria regional

Una aproximación alternativa a las interrelaciones entre VAB, empleo, capital privado y capital público existentes en el sector manufacturero lo constituye la estimación de una función de producción para la industria regional. En este apartado emplearemos la información estadística recogida en la base de datos MORES para realizar la estimación econométrica de una relación funcional determinada a través de la metodología de datos de panel.

En este sentido, vamos a suponer que la producción en la industria regional viene dada por una función del tipo Cobb-Douglas en la que incluiremos el *stock* de capital público como un argumento más:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} G_{it}^{\gamma} , \quad [1]$$

donde Y_{it} es el valor añadido bruto del sector industrial a coste de factores para la región i en el año t , L_{it} es la población ocupada del sector industrial para la región i

¹² Esta clasificación, recogida en Cuadrado, Mancha y Garrido (1998), atribuye a las industrias química, productos metálicos y maquinaria y material de transporte dicha consideración.

en el año t , K_{it} es el *stock* de capital privado del sector industrial para la región i en el año t y G_{it} es el *stock* de capital público de la región i en el año t . El parámetro A_{it} hace referencia a la eficiencia productiva del proceso y recoge variables tales como el progreso técnico o características propias de la región en cuestión y que afectan a su nivel de producción industrial; en concreto, puede definirse A_{it} como el producto de una variable que refleja las peculiaridades de cada región (C_i) y el crecimiento exponencial de la tecnología medido a través de una tendencia: $A_{it} = C_i e^{\lambda t}$.

Realizando la transformación logarítmica de la expresión [1] podemos escribir la función de producción como sigue:

$$y_{it} = c_i + \lambda t + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \gamma g_{it} \quad [2]$$

donde las variables en minúsculas se corresponden con los logaritmos de las mayúsculas definidas en [1]. En este punto conviene recordar que los parámetros α , β y γ indican las elasticidades del *output* industrial en relación al empleo, al capital privado y a las infraestructuras, respectivamente.

A partir del trabajo de Meade (1952), se distinguen dos modelos según la naturaleza de los rendimientos a escala que presenten los factores productivos. Por una parte, se encontraría el modelo de factor no remunerado (*unpaid factor model*), con rendimientos constantes a escala en todos los *inputs*, públicos y privados ($\alpha + \beta + \gamma = 1$). Por otra parte, se halla el modelo de atmósfera (*atmosphere model*), en el que los factores privados presentan rendimientos constantes a escala ($\alpha + \beta = 1$) y, por tanto, rendimientos crecientes en todos los *inputs* si el capital público ejerce un efecto positivo sobre Y_{it} .

La disponibilidad de series temporales para cada una de las variables y comunidades autónomas, así como la posible presencia de efectos individuales inobservables, implica la utilización de técnicas econométricas de datos de panel. En dicho contexto caben dos especificaciones básicas de la expresión [2]: modelo de efectos fijos o modelo de efectos aleatorios. Bajo ambos planteamientos se asume la existencia de efectos individuales propios de cada unidad muestral y que no son directamente observables por el investigador¹³.

La elección entre un modelo u otro debe realizarse a través de un contraste de ausencia de correlaciones entre los efectos individuales inobservables y las restantes variables explicativas. El contraste que habitualmente se recoge en la literatura es el propuesto por Hausman (1978), que compara las estimaciones intragrupos (modelo de efectos fijos) con las proporcionadas por el llamado estimador de Balestra-Nerlove (MCG en el modelo de efectos aleatorios). En dicha prueba se contrasta la hipótesis de ausencia de correlación entre los efectos individuales inobservables y las variables explicativas, hipótesis que de ser aceptada implica la utilización del modelo de efectos aleatorios¹⁴.

¹³ En el modelo de efectos fijos se realiza inferencia condicionada con efectos individuales correlacionados con el resto de las variables explicativas; en general, este planteamiento no proporciona estimaciones eficientes. Es preciso señalar, no obstante, que cuando la muestra presenta un carácter determinista la estimación del modelo de efectos fijos -a través del llamado estimador intragrupos- genera resultados eficientes. Por su parte, en el modelo de efectos aleatorios, estas características inobservables no están correlacionadas con las demás variables por lo que se incorporan a la estructura del término de error; bajo dicha hipótesis, realizándose inferencia incondicionada.

¹⁴ Este contraste elabora un estadístico $H = (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})' (\text{Var}(\mathbf{B}_{BN}) - \text{Var}(\mathbf{B}_{IG}))^{-1} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})$, donde \mathbf{B}_{BN} es el estimador de Balestra-Nerlove y \mathbf{B}_{IG} es el estimador intragrupos del modelo de efectos fijos. Bajo la hipótesis nula, ambos estimadores son consistentes, con lo que $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG}) = 0$ y H se distribuye como una χ^2 con k grados de libertad, donde k es el número de variables explicativas del modelo sin incluir los efectos individuales ni la constante; en tales condiciones se elige el estimador de Balestra-Nerlove por su mayor eficiencia relativa. Bajo la hipótesis alternativa (efectos individuales

Con base en la expresión [2] hemos procedido a estimar las siguientes especificaciones de la función de producción de la industria regional:

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \delta cu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A})$$

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \gamma g_{it} + \delta cu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{B})$$

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \lambda t + \delta cu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{C})$$

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \gamma g_{it} + \delta cu_{it} + \lambda t + \varepsilon_{it} \quad (\text{D})$$

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \gamma g_{it} + \mu gs_{it} + \delta cu_{it} + \lambda t + \varepsilon_{it} \quad (\text{E})$$

$$y_{it} = c_i + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \eta gn_{it} + \delta cu_{it} + \lambda t + \varepsilon_{it} \quad (\text{F})$$

donde:

c_i = efecto individual inobservable y constante en el tiempo.

y_{it} = logaritmo del valor añadido bruto a coste de los factores del sector industrial y precios constantes de 1980 para la región i en el año t .

l_{it} = logaritmo de la población ocupada del sector industrial para la región i en el año t .

k_{it} = logaritmo del *stock* de capital privado, a precios constantes de 1980, del sector industrial para la región i en el año t .

g_{it} = logaritmo del *stock* de capital público en sentido amplio productivo, a precios constantes de 1980, de la región i en el año t .

correlacionados con las variables explicativas), el estimador B_{IG} continua siendo consistente aunque no eficiente.

gn_{it} = logaritmo del *stock* de capital público en sentido amplio productivo, a precios constantes de 1980, del conjunto nacional en el año t , tanto el territorializado por regiones como el no territorializado.

gs_{it} = logaritmo del *stock* de capital público carácter social -educación y sanidad, básicamente-, a precios constantes de 1980, de la región i .

cu_{it} = logaritmo del porcentaje de utilización de la capacidad productiva instalada en la región i el año t ; se introduce para controlar los efectos del ciclo¹⁵.

t = tendencia introducida para recoger el efecto del progreso técnico.

ε_{it} = perturbación aleatoria.

Debido a los importantes indicios de autocorrelación que se advierten en las primeras estimaciones para todo el panel de datos, se han transformado las series originales siguiendo el procedimiento de Prais-Winsten que evita la pérdida de la primera observación¹⁶. Por otro lado, la matriz de covarianzas utilizada ha sido la propuesta por White (1980), que corrige la posible heterocedasticidad que presenten las perturbaciones aleatorias de cada unidad muestral y permite inferencias robustas.

¹⁵Dado que no se dispone en la actualidad de una tasa de utilización de la capacidad productiva por regiones, se ha optado por asignar el valor nacional a todas las comunidades autónomas.

¹⁶ Se ha supuesto para ello una estructura autorregresiva de primer orden en la perturbación aleatoria, $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i,t-1} + \mu_{it}$, con μ_{it} de media cero, varianza común y sin correlación serial. A partir de estimaciones ineficientes pero consistentes de ρ (en las que se ha ponderado según la sección cruzada) se modifican las series originales utilizadas en cada especificación siguiendo la citada transformación de Prais-Winsten (Greene, 1993). No obstante, es preciso reconocer que la realización de un contraste Breusch–Godfrey adaptado a datos de panel puso de manifiesto la existencia de autocorrelación de segundo orden en algunas de las ecuaciones estimadas.

En el cuadro 4 se muestran las estimaciones efectuadas para las especificaciones (A)-(F) con los estadísticos t entre paréntesis. Todas las ecuaciones salvo la (B) se han calculado bajo el modelo de efectos aleatorios, a tenor de los valores obtenidos en el estadístico H de Hausman. Con base en el contraste de Wald, todas las especificaciones excepto la (B) admiten rendimientos constantes a escala en los factores de producción privados (*atmosphere model*). Sin perjuicio de lo anterior, aunque con unos menores niveles de significación, se advierte que las especificaciones (D) y (E) presentan rendimientos constantes a escala para todos los factores de producción, incluido G (*unpaid factor model*). No obstante, las ganancias de eficiencia derivadas de la imposición de dichas condiciones son mínimas, por lo que se mantienen las ecuaciones en su versión inicial a efectos de facilitar la comparación entre las distintas especificaciones. En el cuadro 4 se incluye, asimismo, un contraste F para discriminar entre el modelo con y sin efectos individuales propios de cada región¹⁷. En todas las especificaciones se ha rechazado de forma contundente la hipótesis nula de un único término constante para todas las comunidades autónomas.

¹⁷ Este contraste, tomado de Greene (1993), se formula a partir del estadístico F
$$= \frac{(R_u^2 - R_r^2) / (n-1)}{(1 - R_u^2) / (nt - n - k)}$$
, donde R_u^2 y R_r^2 son, respectivamente, los R^2 del modelo no restringido (efectos individuales para cada unidad de la sección cruzada) y restringido (término constante común para todas ellas), n es el número de unidades de sección cruzada, t es la dimensión temporal del panel y k es el número de variables explicativas sin considerar las constantes propias de cada región. Bajo la hipótesis nula de un único término constante el estadístico se distribuye como una $F_{n-1, nt-n-k}$. Un valor elevado para dicho estadístico implica evidencia a favor del modelo con efectos individuales para cada región.

CUADRO 4
Función de producción para la industria regional, 1980-1995

	A	B	C	D	E	F
Constante	0.34 ^a (22.93)		0.21 ^a (9.42)	0.21 ^a (9.55)	0.20 ^a (9.54)	0.24 ^a (9.99)
l	0.47 ^a (7.93)	0.48 ^a (9.89)	0.61 ^a (11.92)	0.60 ^a (11.77)	0.59 ^a (11.47)	0.78 ^a (13.95)
k	0.56 ^a (11.19)	0.36 ^a (7.11)	0.41 ^a (9.57)	0.37 ^a (8.00)	0.37 ^a (7.41)	0.23 ^a (4.64)
g		0.28 ^a (6.74)		0.08 ^b (2.17)	0.08 (1.74)	
Gs					0.01 (0.20)	
Gn						0.23 ^a (5.43)
Cu	0.51 ^a (5.98)	0.30 ^a (5.82)	0.82 ^a (10.88)	0.72 ^a (8.11)	0.70 ^a (7.86)	0.33 ^a (2.74)
t			0.05 ^a (18.13)	0.04 ^a (14.60)	0.04 ^a (9.09)	0.04 ^a (13.75)
R ² ajustado	0.9966	0.9988	0.9977	0.9978	0.9978	0.9980
DW	1.52	1.68	1.89	1.87	1.92	1.89
Hausman (χ^2)	0.66 [3]	41.94 ^a [4]	0.29 [4]	13.52 ^b [5]	1.70 [6]	0.51 [5]
F	3.80 ^a [16,252]	5.65 ^a [16,251]	12.32 ^a [16,251]	11.36 ^a [16,250]	9.19 ^a [16,249]	17.96 ^a [16,250]

Fuente: BD.MORES y elaboración propia

Notas: Para las estimaciones bajo el modelo de efectos aleatorios no se ha informado del valor de la constante.

^a significativo al 1 por ciento.

^b significativo al 5 por ciento.

Los números entre corchetes hacen referencia a los grados de libertad de los estadísticos χ^2 y F.

El análisis de los resultados recogidos en el cuadro 4 permite extraer, entre otros, los siguientes comentarios:

1) Los factores de producción privados aparecen como significativos en todas las especificaciones, con los signos esperados y, salvo en la última ecuación, los valores de las elasticidades equilibrados y, en general, acordes con lo anticipado por la teoría económica¹⁸. Cabe apuntar, además, dos comentarios en torno a los coeficientes de los factores de producción privados. Por una parte, se advierte que la incorporación de una tendencia y/o del capital público productivo supone una reducción del coeficiente estimado para el *stock* de capital privado industrial, lo que

¹⁸ Las elasticidades de los factores de producción privados, bajo los supuestos de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, deben igualar las participaciones de los mismos en la renta total, siendo remunerados por tanto en función de su productividad marginal. En este sentido, el coeficiente del factor trabajo debería oscilar entre 0.60 y 0.70 y el del factor capital entre 0.4 y 0.3.

podiera explicarse a través de la incorporación del progreso técnico al capital privado cuando aquel no se controla mediante una tendencia o implícitamente en el capital dotado por el sector público¹⁹. Por otra parte, las elasticidades estimadas para el factor trabajo superan a las correspondientes al capital privado, salvo en la primera especificación, a pesar de la evidente intensidad en capital que caracteriza a los procesos productivos industriales. Este resultado, apuntado con anterioridad, subraya la relativa poca importancia que la acumulación de capital privado por empleado ha tenido para el crecimiento de la productividad del trabajo, es decir, para el crecimiento del *output* industrial a lo largo del período considerado.

2) Los coeficientes correspondientes al capital público en las especificaciones (B) y (D) presentan valores acordes con los recogidos en estimaciones similares a la que aquí se presenta²⁰. Asimismo, el coeficiente correspondiente al capital público en la especificación (D) reduce considerablemente su valor (desde 0.28 a 0.08) y significatividad cuando se introduce la tendencia, debido fundamentalmente a que las series de capital público empleadas presentan una trayectoria monótonamente creciente que incorpora de forma implícita el progreso técnico que se pretende medir a través de la tendencia.

¹⁹ Plantemientos metodológicos distintos al aquí seguido como el enfoque dual o modelos neoclásicos con relaciones de equilibrio entre inversión privada y pública permiten estudiar las relaciones de complementariedad/sustituibilidad que se establecen entre el capital público y el privado. En este sentido, estimaciones de funciones de costes recogidas en Lynde y Richmond (1992), Conrad y Seitz (1992) y Seitz (1994) o, desde una perspectiva macroeconómica, los trabajos de Argimón *et al.* (1994) y Argimón *et al.* (1997), aportan evidencia a favor de la complementariedad entre capital privado e infraestructuras. Resultados menos contundentes los encuentran Shah (1992) y Nadiri y Mamuneas (1994), que para la industria norteamericana avalan la hipótesis de sustituibilidad entre capital público y capital privado.

²⁰ Véanse, por ejemplo, Mas *et al.* (1993) y Pedraja *et al.* (1999). Por su parte, en Fernández y Polo (1999), se estiman unas elasticidades para diversos conceptos de capital público en el sector manufacturero notablemente superiores a las aquí recogidas, aunque problemas de autocorrelación que los propios autores reconocen conducen a interpretar dichos resultados con precaución.

3) La elasticidad del VAB industrial respecto al *stock* de capital público de carácter social aunque positiva no resulta estadísticamente distinta de cero. Se trata, igualmente, de un resultado corroborado por trabajos anteriores²¹. El coeficiente de las infraestructuras productivas mantiene su valor aunque pierde significatividad. Cabe la posibilidad de que el impacto de las llamadas infraestructuras sociales, que suponen inversiones a largo plazo en capital humano, tan sólo sea apreciable en horizontes temporales más prolongados que el aquí considerado.

4) Las características de red que presenta el *stock* de capital público productivo (infraestructuras de transporte, urbanas, hidráulicas, etc.) conducen a pensar en la posibilidad de evaluar los efectos desbordamiento que el capital público instalado en una región tiene sobre el sector manufacturero de otras comunidades autónomas²². Para ello se ha estimado la función de producción de la industria regional considerando el *stock* de capital público productivo existente en todo el país. La última columna del cuadro 4 informa acerca de los valores obtenidos. Se observa un notable incremento en el coeficiente estimado para las infraestructuras nacionales (0.23) respecto a las exclusivamente regionales (0.08). Detrás de este aumento posiblemente no sólo se encuentren los efectos *spillovers* ignorados en la especificación (D) sino también la incorporación a la serie correspondiente a g_n del

²¹ Véase nota anterior.

²² En este sentido, y siguiendo la metodología de Mas *et al.* (1996), procedimos inicialmente a incorporar en la dotación de capital público de una región las infraestructuras sitas en las regiones adyacentes. Los resultados econométricos, si bien aportaban un coeficiente para la variable capital público ampliada (0.18) en la línea de los obtenidos por estos autores, proporcionaban unos valores para las elasticidades de los factores privados notablemente desequilibrados.

stock de capital público no regionalizado y, por tanto, no considerado en (D) y que viene a suponer alrededor de un 5 por 100 en media anual del total de infraestructuras nacionales. Para los factores de producción privados las elasticidades calculadas aparecen desequilibradas entre sí en relación a los valores obtenidos con anterioridad, aunque sin alcanzar las magnitudes estimadas a través de series de capital público que integran además las infraestructuras de las regiones adyacentes. Se hace evidente, por tanto, la existencia de efectos desbordamiento espaciales del capital público regional sobre el sector industrial a pesar de los indicios de que las metodologías empleadas no resultan las más adecuadas²³.

5) Las técnicas estadísticas de datos de panel permiten igualmente obtener estimaciones de efectos inobservables propios de cada unidad muestral, recogiendo peculiaridades de éstas que afectan a la variable dependiente. En el cuadro 5 se relacionan los efectos individuales obtenidos en la especificación (D). Los valores estimados para cada región, si bien difieren según la especificación considerada, presentan rasgos comunes en lo que a su posición relativa se refiere, por lo que reflejando tan sólo las *dummies* regionales estimadas en la ecuación (D) se obtiene la información cualitativa necesaria para comentar dichas características latentes.

²³ Planteamientos alternativos como los seguidos por Kopp (1995) –que utiliza técnicas de econometría espacial- o por Gil *et al.* (1998) –que vinculan los efectos desbordamiento a las relaciones comerciales interregionales- podrían ofrecer resultados más sólidos aunque su completa implementación desborda el ámbito de estas líneas.

CUADRO 5
Efectos fijos estimados para las comunidades autónomas

Comunidades autónomas	Efectos individuales
Rioja (La)	0.098
Madrid	0.057
Navarra	0.053
Canarias	0.035
Cantabria	0.024
Galicia	0.009
Asturias	0.008
Cataluña	0.007
Castilla y León	0.007
País Vasco	0.005
Aragón	0.001
Murcia	-0.013
Comunidad Valenciana	-0.016
Baleares	-0.040
Andalucía	-0.041
Castilla-La Mancha	-0.060
Extremadura	-0.137

Fuente: BD.MORES y elaboración propia

De forma inmediata puede comprobarse la existencia de seis regiones cuyas propias peculiaridades -no recogidas explícitamente en la especificación estimada- inciden negativamente en el nivel de *output* industrial: Extremadura, Castilla-La Mancha, Andalucía, Baleares, Comunidad Valenciana y Murcia. En el extremo opuesto se encontrarían Comunidades Autónomas como La Rioja, Madrid, Navarra, Canarias y Cantabria que presentan características individualizadas que favorecen el desarrollo de actividades industriales. Entre las primeras, la reducida base industrial con la que históricamente han contado parece ser la principal razón por la que presentan un efecto individual negativo; en otras palabras, se encuentran más limitadas para aprovechar los efectos positivos que se derivan de la concentración industrial en espacios geográficos definidos. No obstante, sorprende la posición de la Comunidad Valenciana, una de las más industrializadas del país y con unas

características latentes que, según el análisis realizado y comparadas con las restantes regiones, no favorecen el desarrollo de las actividades manufactureras. Algo similar ocurre para el caso de Cataluña cuya *dummy*, aunque positiva, no se encuentra entre las más elevadas de la muestra. Una posible explicación parcial de este fenómeno pudiera residir en que el mayor desarrollo industrial de estas regiones se fundamenta en la cantidad y calidad de las dotaciones de factores de producción de que disponen, que de una u otra forma ya se han tenido en cuenta en nuestra estimación, evitando así el cálculo de una variable ficticia elevada.

De forma complementaria, los valores estimados para estos efectos individuales no observables directamente por el investigador en regiones como La Rioja, Madrid, Navarra o Canarias pueden explicarse a partir de la existencia de externalidades estáticas y dinámicas ligadas a un ámbito geográfico concreto -en este caso a las comunidades autónomas- y vinculadas a factores como población, urbanización, costes laborales, especialización de la actividad industrial, grado de competencia dentro del sector manufacturero regional o diversidad del entorno económico que rodea a la industria en una determinada región²⁴.

IV. Conclusiones

La base de datos MORES ofrece una fuente estadística de notable riqueza para el análisis económico regional. Las peculiaridades que ésta presenta en lo que

²⁴ Remitimos al lector interesado a consultar, entre otros, los trabajos de Herce *et al.* (1996) y Moreno-Torres (1996), en los que se presentan resultados heterogéneos y no siempre coincidentes acerca del efecto que algunas de las externalidades tienen sobre el crecimiento industrial de las regiones.

a la estimación del *stock* de capital público se refiere, así como en la elaboración de las series de FBCF del sector industrial la convierten en un instrumento de obligada referencia para el estudio de la industria española por regiones durante el período 1980-1995.

Según se desprende de las variables e indicadores elaborados, el sector manufacturero regional se encuentra considerablemente concentrado en cuatro Comunidades (Cataluña, Madrid, País Vasco y Valencia), experimenta tasas de crecimiento del VAB superiores a la media nacional en el Arco Mediterráneo, Valle del Ebro, Madrid y Canarias e inferiores en la Cornisa Cantábrica, Andalucía, Extremadura y Baleares. Asimismo, se constata la ampliación de las diferencias regionales en productividad del trabajo industrial, circunstancia que está ligada a las dotaciones relativas de capital privado por trabajador, a pesar de la reducida correlación hallada entre las tasas de crecimiento de la productividad y la relación capital-trabajo. Por su parte, se ponen de manifiesto los vínculos existentes entre el *stock* de capital público y la productividad aparente del trabajo.

La estimación de una función de producción para la industria regional a través de la metodología de los datos de panel completa en nuestro trabajo los análisis de correlación llevados a cabo en el apartado II. Suponiendo una tecnología de producción Cobb-Douglas hemos definido seis especificaciones distintas que son estimadas mayoritariamente bajo los supuestos (contrastados) del modelo de efectos aleatorios. Los valores de las elasticidades calculadas se corresponden con la lógica económica.

Entre los resultados que quisiéramos destacar se encuentra la confirmación de la relación positiva que se establece entre el *output* industrial y el capital público productivo. Esta relación se debilita con la introducción de una tendencia y no existe para las llamadas infraestructuras de carácter social. Por su parte, la medición de los efectos desbordamiento asociados al carácter espacial del capital público pone de manifiesto la existencia de los mismos aunque las metodologías utilizadas adolecen de ciertas limitaciones. Finalmente, las variables ficticias estimadas para cada región permiten realizar una clasificación de las comunidades autónomas españolas según la mayor o menor disposición que éstas presenten para el desarrollo de actividades manufactureras, a pesar de la cautela con que debe interpretarse la posición relativa de algunas regiones.

Referencias bibliográficas:

- Arellano, M. y Bover, O. (1990): «La econometría de los datos de panel», *Investigaciones Económicas*, 14, pp. 3-45.
- Argimón, I., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1994): «*Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español*», Documento de trabajo nº 9424, Banco de España.
- Argimón, I., González-Páramo, J.M. y Roldán, J.M. (1997): «Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD countries», *Applied Economics*, 29, pp. 1.001-1.010.
- Conrad, K. y Seitz, H. (1992): «The public capital hypotheses: the case of Germany», *Recherches Economiques de Louvain*, 58 (3-4), pp. 309-327.

- Cuadrado, J.R., Mancha, T. y Garrido, R. (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor Distribuciones, Madrid.
- Dabán, T. y otros (1998): *La base de datos BD.MORES*, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de trabajo, D-98001.
- Fernández, M. y Polo, C. (1999): «Capital público y productividad: un enfoque sectorial», Documento de Trabajo nº 152/1999, FEDEA.
- Gil, C., Pascual, P. y Rapún, M. (1998): *Public capital, regional productivity and spatial spillovers*, Documento de trabajo, nº 9811, Universidad Pública de Navarra.
- Gradolph, J.E. y Cuadrado, J.R. (1998): «El dinamismo empresarial en las provincias españolas: un análisis del sector manufacturero», en Cuadrado, J.R. (director): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor Distribuciones, Madrid, pp. 369-416.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Prentice Hall.
- Hausman, J.A. (1978): «Specification test in econometrics», *Econometrica*, 46, pp. 1.251-1.271.
- Herce, J.A., De Lucio, J.J. y Goicolea, A. (1996): «La industria en las comunidades autónomas: 1978-1992», *Papeles de Economía Española*, 67, pp. 134-147.
- Kopp, A. (1995): *Public investment –Key to East German Growth?*, International Institute of Public Finance, 51^o Congreso, Agosto 1995, Lisboa.

- Lynde, C. y Richmond, J. (1992): «The role of public capital in production», *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXIV (1), pp. 37-44.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1993): «Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público», *Papeles de Economía Española*, 56. pp. 144-160.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1996): Infrastructure and productivity in the Spanish regions, *Regional Studies*, vol 30, 7, pp. 641-649.
- Meade, J.E. (1952): «External economies and diseconomies in a competitive situation», *Economic Journal*, 62, pp. 54-67.
- Moreno-Torres, B. (1996): «Industrial growth in Spain: regional patterns», mimeo.
- Myro, R. (1997): «El crecimiento de las industrias regionales españolas. Principales rasgos y determinantes», *Economía Industrial*, 317, pp. 11-20.
- Nadiri, M.I., y Mamuneas; T.P. (1994): «The effects of public infrastructure and R&D capital on the cost structure and performance of U.S. manufacturing industries», *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXVI (1), pp. 37-44.
- Pedraja, F., Ramajo, J. y Salinas, J. (1999): «Eficiencia productiva del sector industrial español: un análisis espacial y sectorial», *Papeles de Economía Española*, nº 80, pp.51-68.
- Segarra, A. (1997): «Las disparidades regionales de la productividad industrial. 1978-1992», *Economía Industrial*, 317, pp. 21-34.
- Seitz, K. (1994): «Public capital and the demand for private inputs», *Journal of Public Economics*, 54, pp.287-307.

Shah, A. (1992): «Dynamics of public infrastructure, industrial productivity and profitability», *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXIV (1), pp. 28-36.

White, H. (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, 48, pp. 817-838.

SERIES DE DOCUMENTOS DE TRABAJO PUBLICADOS

WP 9801/Nº 1

PROPUESTA DE UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO PARA EL ESTUDIO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA URBANA

Pablo Brañas Garza, Pablo Fernández-Álvarez y José M^a Caridad y Ocerin

WP 9802/Nº 2

UN ANÁLISIS DEL CRECIMIENTO Y LA CONVERGENCIA DE LA ECONOMÍA ANDALUZA ENTRE 1985 Y 1995

José García Roa

WP 9803/Nº 3

PHYSICAL AND NOT SO PHYSICAL DISTANCES IN A SIMPLE URBAN MODEL: AN ANALYSIS

Pablo Brañas Garza, Javier Rodero Cosano y Joan Carles Martori

WP 9804/Nº 4

UNA EVALUACIÓN DEL CAMBIO DE ESTRATEGIA DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ESPAÑA: PERSPECTIVAS DE FUTURO

Francisco Alcalá Olid y Antonio Martín Mesa

WP 9805/Nº 5

URBAN MICROECONOMICS WITHOUT MUTH-MILLS: A NEW THEORETICAL FRAME

Javier Rodero Cosano, Pablo Brañas Garza e Inmaculada Fernández Piñar

WP 9806/Nº 6

LAS EXTERNALIDADES URBANAS: ENTRE ALPEROVICH Y FUJITA

Pablo Brañas Garza, Alejandro Lorca Corrons, Javier Rodero Cosano y M^a Angustias Dávila Vargas-Machuca

WP 9807/Nº 7

LA ECONOMIA ISLÁMICA Y SUS CONTRATOS: UNA PANORÁMICA

Pablo Brañas Garza, Alejandro Lorca Corrons y Javier Rodero Cosano

WP 9808/Nº 8

SIZE, PROFITABILITY AND AGENCY PROBLEMS IN PROFIT LOSS SHARING IN ISLAMIC FINANCE

Humayon A. Dar, David I. Harvey y John R. Presley

WP 9901/Nº 9

CAPITAL HUMANO Y CRECIMIENTO EN EL MEDITERRÁNEO: ¿SPILLOVERS O DETERMINISMO GEOGRÁFICO

Javier Rodero Cosano, Pablo Brañas Garza, M^a Lucia Cabañes Argudo y Alejandro V. Lorca Corrons

WP 9902/Nº10

SOBRE EL RUIDO Y SU PERCEPCIÓN: UNA APROXIMACIÓN EXPERIMENTAL

Pablo Brañas Garza; M. D. Alcántara Moral y Javier Rodero Cosano

WP 9903/Nº11

CRECIMIENTO ECONÓMICO ENDÓGENO Y CAPITAL PÚBLICO DESDE UNA PERSPECTIVA REGIONAL: UNA APROXIMACIÓN

Diego Martínez López

WP 0001/Nº12

DIFFERENT PATHS OF URBAN AGGLOMERATION IN SPANISH REGIONS: EVIDENCE FROM 1960-1998

Pablo Brañas Garza y Francisco Alcalá Olid

WP 0002/Nº13

IS THERE ANY RELATIONSHIP BETWEEN PUBLIC INVESTMENT AND ECONOMIC GROWTH IN THE SPANISH REGIONS?

Diego Martínez López

WP 0003/Nº14

CONTRACTS IN THE AGRICULTURAL SECTOR WITH MORAL HAZARD AND HIDDEN INFORMATION: SPECULATIONS, TRUTHS AND RISK-SHARING

Francisca Jiménez Jiménez

WP 0004/Nº15

HOTELLING AND THE OLYMPUS: MODELLING DIFFERENCES IN RELIGIOUS PRICES

Javier Rodero Cosano y Pablo Brañas Garza

WP 0005/Nº16

AN EMPIRICAL MEASUREMENT OF THE EFFECTS OF EXTERNALITIES ON LOCATION CHOICE

Pablo Brañas Garza y Javier Rodero Cosano

WP 0006/Nº17

EL ENDEUDAMIENTO A LARGO PLAZO DE LA HACIENDA PÚBLICA ANDALUZA: UNA VISIÓN PANORÁMICA

Diego Martínez López

WP 0007/Nº18

CRECIMIENTO Y SISTEMAS DE CIUDADES: UN MODELO DE DIFERENCIACIÓN DE PRODUCTO

Jose Luis Sáez Lozano y Pablo Brañas Garza

WP 0101/Nº19

AGLOMERACIÓN URBANA EN ESPAÑA (1900-2000): "ESTIMACIÓN RANK-SIZE VS. TEST LM"

Pablo Brañas Garza y Francisco Alcalá Olid

WP 0102/Nº 20

INTRODUCCIÓN A LOS EFECTOS DEL CAPITAL PÚBLICO DESDE UNA PERSPECTIVA DUAL

Diego Martínez López

WP 0103/Nº 21

MEASURING COMPETITION AMONG STUDENTS THROUGH EXPERIMENTAL BEAUTY CONTEST GAMES: AN OVERVIEW OF RESULTS

Pablo Brañas Garza, Francisca Jiménez Jiménez, Virtudes Alba Fernández y Javier Rodero Cosano

WP 0104 /Nº 22

A DEFINITION OF URBAN NUCLEUS BASED ON A RANK-SIZE TEST

Pablo Brañas Garza, Javier Rodero Cosano y Francisco Alcalá Olid

WP 0105 /Nº 23

CAPITAL PÚBLICO Y PRIVADO COMO DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO INDUSTRIAL. ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Juan Ramón Lanzas Molina y Diego Martínez López