

«La acumulación de capital público y el proceso de descentralización fiscal en España»

En esta nota se examina la influencia del proceso de descentralización política y fiscal en España sobre la acumulación de capital público por comunidades autónomas y sobre su rentabilidad en términos de crecimiento económico. Para ello empleamos datos correspondientes al período 1980-94 y sendos modelos econométricos. Los resultados apuntan hacia un efecto estadísticamente no significativo en ambos casos.

Ohar honetan, Espainian izan den politika eta zerga sistema deszentralizatzeko prozesuak zer eragin izan duen autonomia erkidego bakoitzeko kapital publikoaren pilatzean eta beraren errentagarritasunean, ekonomiaren hazkunde gisan neurtuta, aztertuko da. Helburu horretarako, 1980-1994 urtealdirako datuak eta bi ekonometria eredu erabiliko ditugu. Emaitzek iradokitzen dutenez, bi kasuetan eragin hori ez da adierazgarria estatistikaren ikuspegitik.

This short article examines the influence of the process of political and fiscal devolution in Spain on the accumulation of public sector capital by the Autonomous Communities and on its yield in terms of economic growth. The data used are for 1980-1994, involving different econometric models in each case. The results indicate that the effect is not statistically significant in either case.

1. Introducción
 2. La acumulación de capital público y la autonomía financiera de las CC.AA.
 3. La rentabilidad del capital público y la descentralización del gasto
 4. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: *Acumulación de capital, descentralización fiscal, crecimiento económico.*
Clasificación JEL: *D7, H5, H7*

1 INTRODUCCIÓN¹

Por diferentes motivos, los años ochenta y noventa fueron testigos de un notable esfuerzo de la economía española en pos de la convergencia en dotación de capital público con las economías más desarrolladas. El temor a integrarse en la Comunidad Económica Europea padeciendo un amplio déficit infraestructural (Sturm,1998); el color político del gobierno (Boix,1996); o la financiación condicionada proporcionada por los fondos estructurales (Correa y Manzanedo,1998), alejaron a España de la tendencia minimalista que caracterizó la senda de la inversión pública en el

ámbito de la OCDE. Sólo la necesidad de consolidación fiscal, que se agudiza en la segunda mitad de la década de los noventa, como consecuencia del *Pacto de Estabilidad y Crecimiento*, habría frenado el impulso inversor (Lago, 2000a). Paralelamente, se manifiesta una mayor sensibilidad ante los desequilibrios territoriales y las Comunidades Autónomas (CCAA) asumen un protagonismo creciente en la labor de asignación de los recursos públicos.

En esta nota investigamos cuál ha sido la influencia del proceso de descentralización sobre la política de infraestructuras en un doble sentido. En primer lugar, se trata de evaluar si el nuevo diseño de Hacienda multinivel y la asimetría en el ritmo de los traspasos de competencias han sido relevantes para la dinámica territorial del capital público. Supuestas una relación negativa entre renta per cápita e inversión pública,

¹ Agradezco los valiosos comentarios de Luis Caramés, Ignacio Lago, José Luis Raymond y un evaluador anónimo de la revista; así como la ayuda de investigación de Marta Ferreiro y Minia García Angulo. La responsabilidad de cualquier error u omisión es sólo mía.

como consecuencia del reforzamiento de la política regional y de una asignación del gasto estatal que refleja una preocupación significativa por los desequilibrios geográficos, y una relación positiva entre inversión y productividad del capital público, a fin de maximizar el crecimiento del sistema², merece la pena preguntarse si la autonomía financiera de las CCAA ha generado desviaciones respecto a la norma. Porque si bien el margen de maniobra por el lado de los ingresos ha sido limitado, los grados de libertad han sido mayores en la distribución del gasto. En segundo lugar, tratamos de contrastar si la inversión pública ha tendido a ser más o menos productiva en las comunidades donde los gobiernos regionales han tenido una mayor responsabilidad en su asignación.

2. LA ACUMULACIÓN DE CAPITAL PÚBLICO Y LA AUTONOMÍA FINANCIERA DE LAS CCAA.

$$\frac{I_i}{KG_i} = \frac{IC_i}{KG_i} + \frac{IA_i}{KG_i}$$

La tasa de inversión pública anual en la región i puede expresarse como:

donde I_i es la inversión pública total, IC_i es la inversión de la Administración central, KG_i el capital público e IA_i la inversión de las haciendas subcentrales. La evolución relativa de una Comunidad dependerá de ambos componentes, que van a ser función de:

² Ambas hipótesis han sido contrastadas en trabajos previos como los de Bosch y Espasa (1999) y De la Fuente (1996 y 1999).

$$\frac{IC_i}{KG_i} = f(RPC_i, PMKG_i, GD_i)$$

$$\frac{IA_i}{KG_i} = g(RPC_i, PMKG_i, GD_i, AUTO_i)$$

(-) (+) (-)

(-) (+) (+) (?)

Esto es, la renta per cápita (RPC) mantendría una relación negativa con la tasa de crecimiento del *stock* de capital en un territorio; la inversión pública tendería a ser mayor donde su productividad (PMKG) fuese superior; a medida que aumenta el grado de descentralización (GD) tendríamos una menor participación en la inversión estatal y un mayor protagonismo de la hacienda subcentral; y la mayor autonomía (AUTO) generaría un efecto incierto sobre la inversión de las segundas. Al consolidar el gasto de capital de todos los niveles de hacienda cabría esperar el mantenimiento del signo negativo para RPC y positivo para PMKG, una cierta compensación entre efectos negativo y positivo del grado de descentralización y el mantenimiento de la incertidumbre del grado de autonomía en las decisiones financieras de las CCAA. La lógica subyacente sería la siguiente:

- i) Debería existir una relación negativa entre el esfuerzo de capitalización y el nivel de renta per cápita, como consecuencia de las políticas regionales española y europea, que hace de los ingresos de capital de las Comunidades Autónomas una variable fundamental para entender la dinámica de sus gastos de capital (Lago, 2000b), y de una supuesta prioridad otorgada a la inversión estatal en las regiones con niveles de renta relativamente bajos, como forma de impulsar su desarrollo.

- ii) Se trataría de distribuir los fondos estatales teniendo en cuenta la productividad marginal del capital público en cada Comunidad a fin de maximizar el impacto sobre la tasa de crecimiento potencial del sistema en su conjunto³. De forma similar, donde la inversión fuese más rentable los propios gobiernos autonómicos tenderían a canalizar más recursos hacia la acumulación de capital.

Asumiendo que el VAB privado de la región i en el momento t puede modelizarse mediante una función de producción Cobb-Douglas del tipo:

$$Y_i = A_i \cdot L_i^\alpha \cdot K_i^\beta \cdot KG_i^\gamma$$

donde Y es la producción privada, A un indicador de productividad total de los factores L el empleo privado y K el *stock* de capital productivo privado, la productividad marginal del capital público sería:

$$PMKG_i = \gamma_i \cdot \frac{Y_i}{KG_i}$$

Bajo la hipótesis de igualdad en el espacio de la elasticidad-producto del capital público, la maximización

del output nacional se produciría cuando se distribuye el gasto en relación inversa con la dotación de infraestructuras, aproximada por el ratio KG_i/Y_i ⁴.

Dicho esto, debemos subrayar que los efectos del capital público sobre el *output* no se agotan en su contribución directa. De hecho, sus efectos indirectos, vía atracción de factores productivos privados, constituyen un fundamento teórico básico de la política regional europea (Biehl, 1986). Los territorios menos desarrollados podrían tratar de conseguir ratios KG/Y más elevados a fin de atraer capital, incrementar su producción y, en última instancia, acabar con ratios KG/Y más bajos.

- iii) El proceso autonómico habría otorgado mayores grados de libertad a los territorios para desviarse respecto al comportamiento promedio, sobre todo en el caso de las comunidades con competencias amplias desde las primeras fases del proceso. En definitiva, una vez controlado por

³ Véase Bosch y Espasa (1999) y De la Fuente (1996 y 1999). Como bien señala González-Páramo (1995), el objetivo de maximizar la producción en cada instante no garantiza que el bienestar sea máximo a largo plazo. Por otro lado, la tasa óptima de inversión pública depende de los efectos negativos de su financiación, sus posibles efectos *crowding-in* y *crowding-out* sobre la inversión privada y de su propia productividad marginal. Es por ello que el volumen óptimo de inversión no es independiente respecto a su distribución entre territorios cuando la productividad del capital público varía en el espacio. Una extensión de esta nota consistiría en la formulación de un modelo normativo para las decisiones públicas de inversión en un contexto descentralizado y la evaluación del caso español a la luz del mismo.

⁴ Bosch y Espasa (1999) utilizan el ratio entre capital público y privado. No obstante, una vez que se incluyen en la función de producción otros factores como el trabajo y el capital humano, o se tiene en cuenta la existencia de disparidades en el término A_i -asociadas, por ejemplo, a costes diferentes en la propia construcción de infraestructuras o a las diferencias en la superficie que ha de atender el stock de capital público- debemos optar por el ratio KG/Y . Por otro lado, Bosch y Espasa tratan de integrar en su modelo la necesidad relativa de inversión pública, que cuantifican mediante la estimación de regresiones que ponen en relación el gasto de capital en diferentes áreas con un conjunto de variables *proxies* de necesidad. Si bien la idea es del mayor interés, hemos optado por no seguir esta línea, dadas las limitaciones de la metodología econométrica utilizada, procedente de la literatura sobre nivelación horizontal en las haciendas federales (Lago, 2000c).

los factores anteriores, podrían detectarse comportamientos diferentes según la pertenencia a un grupo u otro de comunidades.

Dada la necesidad de contar con información homogénea para varios momentos en el tiempo, optamos por utilizar valoraciones monetarias del *stock* de capital público mediante el método del inventario permanente (Mas y otros, 1998). Las grandes diferencias en las dimensiones de las CCAA ponen en cuestión el empleo directo de las cifras de inversión acumulada en el período⁵. Y el recurso habitual a la ponderación por la población no es un criterio neutro, porque existen otras dimensiones relevantes -superficie o dimensión del aparato productivo aproximado por el VAB o el *stock* de capital productivo privado- y porque la clasificación de las

CCAA atendiendo a la variación de su dotación de capital público cambia en función de que el factor de ponderación sea uno u otro. Así las cosas, hemos optado por utilizar como medida del esfuerzo inversor en un territorio la tasa anual media de crecimiento del *stock* neto de capital público⁶.

Las variables explicativas que aparecen en la forma reducida estimada son los valores medios para el conjunto del período del logaritmo de la renta per cápita y del logaritmo del ratio KG/Y, así como una variable *dummy* que adopta el valor 1 en el caso de las llamadas comunidades del artículo 151 de la Constitución y las torales, y 0 en las demás. La especificación econométrica finalmente empleada fue la siguiente:

$$\Delta \ln KG_i = \alpha + \beta \cdot \text{dummy} + \delta \cdot \ln RPC_i + \varnothing \cdot \ln (KG_i/Y_i) + \varepsilon_i$$

En el Cuadro nº 2 aparecen los resultados derivados de la utilización como regresando del capital público total (KT) y del básico (KB) y dos períodos de referencia 1980-1994 y 1986-1994. Aunque el proceso de descentralización comienza a finales de los años setenta, hay que esperar unos años hasta que la descentralización del gasto alcanza dimensiones relevantes. Por otro lado, el ingreso de España en la CEE y el acceso a los Fondos estructurales no se produce hasta 1986.

⁵ Por ejemplo, la superficie de Castilla y León es veinte veces mayor que la de Baleares, y la población de Andalucía unas veinticinco veces la correspondiente a La Rioja.

⁶ Calculada a partir de la expresión: $(\ln KG_T - \ln KG_0)/T$ donde T es el número de períodos considerado. El *capital público básico o productivo* (KP) es el resultado de la suma del capital de las AAPP territorializado por Mas y otros (1998) y las infraestructuras privadas. Es decir, aquellas consecuencia de inversiones previas realizadas por empresas públicas u organismos no consolidables con el resto de las AAPP. En concreto, el capital básico o productivo estará compuesto por las inversiones acumuladas y adecuadamente amortizadas en carreteras, infraestructura hidráulica, puertos, estructuras urbanas de las Corporaciones Locales, autopistas y aeropuertos. Nótese que quedan fuera de esta clasificación la infraestructura ferroviaria y la hidráulica correspondiente a las Confederaciones Hidráulicas -ninguna de las dos territorializadas por Mas y otros (1998)- y el *resto del capital público*, al que antes nos hemos referido. Por su parte, el *capital social* (KS) es el resultado de sumar el valor de las infraestructuras sanitarias y educativas. Finalmente, el *capital público total* (KT) se define como la suma de KP y KS.

Las cifras para el capital público proceden de Mas y otros (1998) y la renta per cápita se calcula como el cociente entre VAB total a coste de factores y población de derecho que proporciona el INE en su Contabilidad Regional. Para disponer de valores en pesetas constantes hemos aplicado los deflatores sectoriales a nivel R-4 de la Contabilidad Nacional del INE.

El Gráfico nº 1 muestra la tasa de crecimiento acumulado del capital público total en el período muestral más amplio. La calculamos como diferencia entre el logaritmo de la variable en los años final e inicial. En el Gráfico nº 2 comparamos el reparto real del crecimiento del capital

público total con otro en el que suponemos igualdad en las tasas de crecimiento regionales y la correspondiente al total nacional. Las comunidades que habrían salido mejor paradas serían las situadas por encima de la línea que marca el cero.

Las estimaciones han sido efectuadas con datos de sección cruzada para las 17 CCAA mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La aplicación del test de White no reveló la presencia de problemas de heterocedasticidad y la baja correlación entre los regresores elimina el riesgo de imprecisión por multicolinealidad (Cuadro nº 1); situación que hemos contrastado y validado mediante la llamada "regla de Klein" (Greene, 1997).

Cuadro nº1. **Matriz de correlaciones para el período 1980-94**

	$\Delta \ln KT$	Dummy	$\ln RPC$	$\ln (KT/Y)$	CO	DIP
$\Delta \ln KT$	1					
dummy	-0,02	1				
$\ln RPC$	-0,58	0,01	1			
$\ln (KT/Y)$	-0,15	-0,17	-0,43	1		
CO	0,00	0,05	-0,19	0,10	1	
DIP	0,20	0,37	-0,39	0,03	0,12	1

Nota: La definición de las variables CO y DIP se recoge más adelante.

Cuadro nº 2. **Resumen de resultados de la estimación de la especificación econométrica:**

$$\Delta \ln KG_i = \alpha + \beta \cdot dummy + \delta \cdot \ln RPC_i + \varnothing \cdot \ln (KG_i/Y_i) + \varepsilon_i$$

	KT (1980-94)	KB (1980-94)	KT (1986-94)	KB (1986-94)
α	0,86 (4,21)	0,97 (4,36)	0,91 (3,66)	1,08 (3,87)
β	-0,00 (-0,59)	-0,00 (-0,91)	0,00 (0,07)	-0,00 (-0,15)
d	-0,06 (-4,02)	-0,07 (-4,19)	-0,06 (-3,48)	-0,08 (-3,72)
f	-0,02 (-2,61)	-0,02 (-2,59)	-0,02 (-2,26)	-0,02 (-2,30)
R ²	0,566	0,594	0,503	0,538
N	17	17	17	17

NOTAS: Debajo del coeficiente aparece el estadístico-t correspondiente; N es el número de observaciones y R² el coeficiente de determinación. El método de estimación es MCO.

De los coeficientes estimados y su significatividad estadística se infieren los siguientes resultados:

- El *stock* de capital público no ha crecido de una forma diferente en el conjunto formado por las comunidades con competencias amplias.
- Existe una relación negativa y significativa entre el incremento del capital público y la renta per cápita, que se hace más estrecha al dejar fuera de la definición del regresando al capital social. Como se muestra en los Gráficos nº 1 y nº 2, entre las CCAA donde más ha crecido el capital total entre 1980 y 1994 aparecen las cuatro que cierran la clasificación por rentas per cápita - Extremadura, Andalucía, Galicia y Murcia-.
- En el período más breve 1986-94 las disparidades en los niveles de renta ejercen un impacto mayor sobre el ritmo de acumulación de capital público, sobre todo en el caso de las infraestructuras básicas.
- En promedio y dependiendo del período y la definición del capital público que se adopte, cada punto porcentual menos de renta per cápita habría supuesto del orden de 0,06%-0,08% más en la tasa anual de crecimiento del *stock* neto de capital.
- Controlando por las diferencias en los niveles de renta per cápita, las regiones con ratios KG/Y más altos habrían acumulado capital a un ritmo menor, a razón de 0,02% menos al año por cada punto porcentual más.

- En todo caso, subrayemos que para el período 1980-1994 la desviación típica de $\ln(KT/Y)$ es 0,37 y la de $\ln RPC$ es 0,20. por tanto, el peso de las consideraciones de

eficiencia y equidad estaría más equilibrado de lo que parece atendiendo a los parámetros estimados, como se demuestra en De la Fuente (1999).

Gráfico nº 1. Tasa de crecimiento acumulado para el capital público total y el período 1980-94.

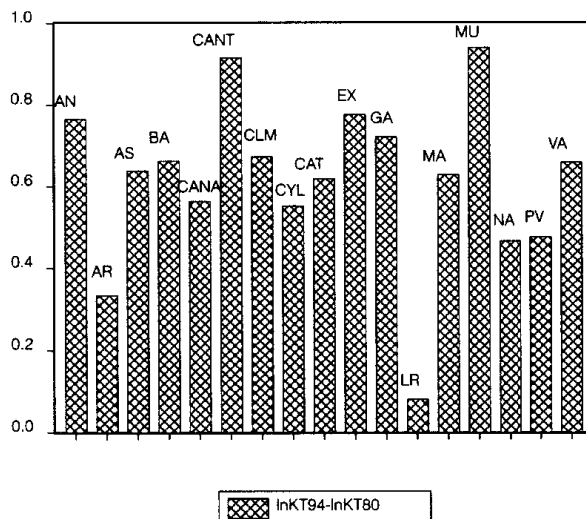
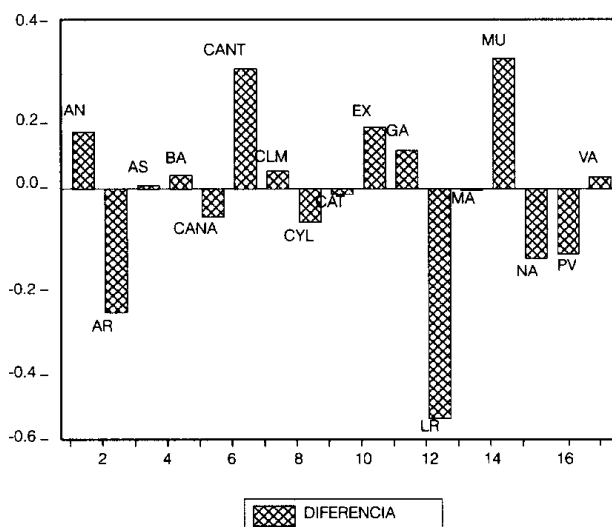


Gráfico nº 2. Desviaciones individuales respecto a la tasa de crecimiento para el agregado formado por el conjunto de comunidades



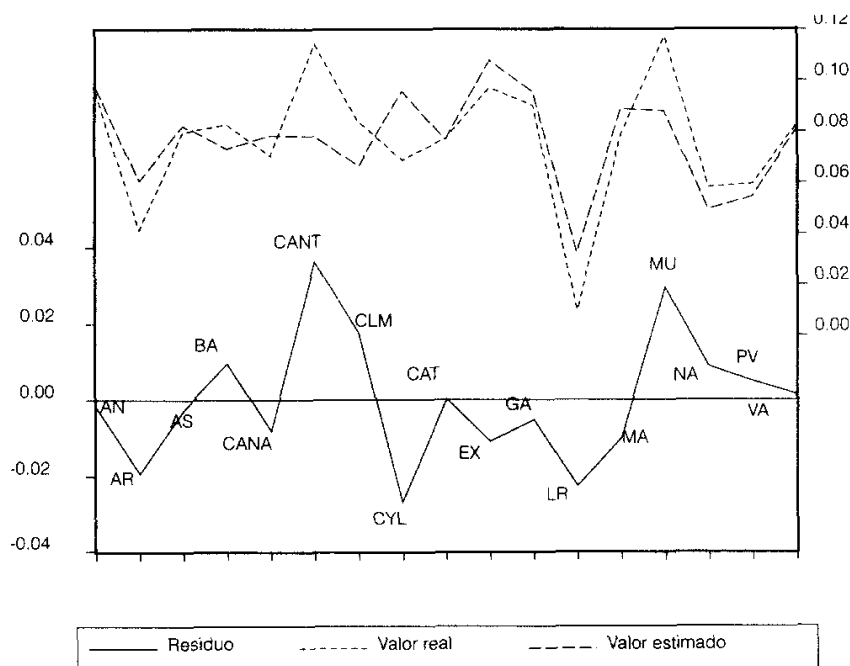
El hecho de que el modelo explique tan sólo entre el 50 y el 60 por ciento de la varianza del regresando nos lleva a analizar sus residuos, para determinar la existencia de grados de dispersión diferentes para ambos grupos de comunidades. En concreto, cabría esperar que las comunidades con competencias amplias, aun sin mostrar un comportamiento diferente como grupo, evidenciasen desviaciones más acentuadas respecto al plano de regresión, como consecuencia de su mayor autonomía y responsabilidad en la asignación de recursos.

El Gráfico nº 3 corresponde a los residuos de la estimación que aparece en la primera columna de la Cuadro nº 3.

Claramente, podemos desechar la hipótesis apuntada: las seis Comunidades que se alejan más del plano de regresión (Aragón, Cantabria, las dos Castillas, La Rioja y Murcia) pertenecen al grupo de comunidades del artículo 143. El panorama es similar si se examinan los residuos del resto de las ecuaciones estimadas.

En definitiva, el proceso de descentralización no habría acentuado la disparidad interterritorial en las dotaciones de capital público. Antes al contrario, respecto al año 1980 las comunidades menos desarrolladas habrían acumulado más capital, independientemente de su pertenencia a un grupo u otro.

Gráfico nº 3. Valores, reales, valores estimados y residuos correspondientes a la columna 1 de la Cuadro nº 3.



De forma complementaria, hemos explorado la posible influencia de las relaciones políticas sobre la asignación territorial de los fondos públicos. En

primer lugar, la coincidencia del color político de los gobiernos central y autonómico podría dar lugar a una especie de "solidaridad ideológica intergubernamental"

(Bosch y Suárez Pandiello, 1994), que se traduciría en un mayor esfuerzo inversor en las regiones correspondientes. Para ello hemos construido una nueva variable (CO) que se define como el número de años que durante el período analizado (1986-1994) ha gobernado el Partido Socialista Obrero Español (PSOE) en cada CCAA. La fuente estadística es Pallarés (1995).

Como hace Tomás (1990), hemos contrastado también la posible existencia de una relación entre la comunidad

de origen de los diputados del partido de gobierno y la intensidad inversora en cada territorio. Y ello, a pesar de que el sistema político español opta por una clara preeminencia de los partidos sobre los representantes⁷. La variable construida (DIP) se define como el porcentaje de diputados del PSOE procedentes de cada CCAA y su signo esperado es positivo. Tomamos la media para las legislaturas 1986-1989; 1989-1993; 1993-1996. Los datos proceden del Ministerio del Interior.

Cuadro nº 3. **Resumen de resultados de la estimación de la especificación econométrica:**

$$\Delta \ln KG_i = \alpha + \delta \cdot \ln RPC_i + \phi \cdot \ln \left(\frac{KG_i}{Y_i} \right) + \mu \cdot DIP_i + \tau \cdot CO_i + \varepsilon_i$$

	KT (1986-94)	KT (1986-94)	KB (1986-94)	KB (1986-94)
α	1,03 (4,50)	0,96 (3,48)	1,20 (4,54)	1,11 (3,57)
δ	-0,07 (-4,29)	-0,07 (-3,33)	-0,09 (-4,37)	-0,08 (-3,45)
ϕ	-0,02 (-2,97)	-0,02 (-2,35)	-0,02 (-2,79)	-0,02 (-2,29)
μ	-0,001 (-1,77)		-0,001 (-1,65)	
τ		-0,00 (-0,40)		-0,00 (-0,17)
R ²	0,608	0,509	0,618	0,538
N	17	17	17	17

NOTAS: Debajo del coeficiente aparece el estadístico-t correspondiente; N es el número de observaciones y R² el coeficiente de determinación. El método de estimación es MCO.

⁷ Fundamentalmente, a través del mecanismo de las listas electorales cerradas y bloqueadas en el proceso de elección y de la prevalencia de los grupos parlamentarios sobre los representantes individuales en el proceso legislativo. Véase, por ejemplo, Blanco (1990).

Los resultados de la incorporación de ambas variables en la especificación econométrica anterior, que aparecen en la Cuadro nº 3, ponen en evidencia que CO no es estadísticamente significativa y que DIP se muestra marginalmente significativa, pero con signo opuesto al esperado. Por consiguiente, podemos concluir que ninguno de los dos mecanismos considerados habría funcionado en el período analizado⁸.

3. LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PÚBLICO Y LA DESCENTRALIZACIÓN DEL GASTO

Este apartado se enmarca en la abundante literatura publicada desde principios de los años noventa sobre los efectos del capital público en la productividad y el crecimiento económico⁹. Aunque en el caso español contamos ya con valiosos trabajos¹⁰, nuestra intención es concentrarnos en los posibles efectos que el proceso de descentralización del gasto público en España que arranca en la primera mitad

de los años ochenta ha tenido sobre el crecimiento de las economías regionales.

Siguiendo a Aschauer (1989) podemos expresar la producción global (Y) de una región como:

$$Y_t = A_t \cdot L_t^\alpha K_t^\beta \cdot KG_t^\gamma \quad (1)$$

donde A es un indicador del nivel tecnológico y de la eficiencia en la utilización de los recursos disponibles; L es el número de trabajadores ocupados, K es el *stock* de capital productivo privado, KG es el *stock* de capital público y el subíndice t indica el tiempo. Aplicando logaritmos a [1] con el fin de linealizar la ecuación, obtenemos:

$$y_t = a_t + \alpha \cdot l_t + \beta \cdot kt + \gamma \cdot kg_t \quad (2)$$

donde las minúsculas indican que las variables se expresan en términos logarítmicos.

Con carácter general, cuanto más información -verdadera- incorporemos a una especificación econométrica, más eficiente será su estimación. En este sentido, es posible reparametrizar [2] para contrastar y, en su caso, imponer el tipo de rendimientos de escala que caracterizan a la actividad productiva (Aschauer, 1989). Por un lado, podemos recurrir a la siguiente transformación:

⁸ Tomás (1990) detecta una fuerte correlación entre la inversión pública estatal en valores absolutos y el poder político de cada comunidad, medido como valor de Shapley de un juego cooperativo en el que se tiene en cuenta el número de veces que los parlamentarios de una comunidad permiten formar coaliciones ganadoras con los de otras comunidades, entendiendo por coalición ganadora la que reúne a la mitad más uno del número total de parlamentarios. En la práctica el valor de Shapley depende muy estrechamente del número de escaños asignados a cada territorio y éste de la población. Dado que la cifra total de inversión pública en una comunidad viene también explicada en buena medida por el tamaño de su población, se explicaría la relación estadística referida.

⁹ Véanse a este respecto los *surveys* de Pfahler y otros (1996) y Sturm (1998).

¹⁰ Véanse las panorámicas de Sanaú (1997) y Fernández y Polo (1997a) para el conjunto de la economía española y Caramés y Lago (1999) para el ámbito regional.

$$(y-k)_t = a_t + (\alpha + \beta + \gamma - 1) \cdot k_t + \beta \cdot (l-k)_t + \gamma \cdot (Kg-k)_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Si al estimar [3] obtuviéramos un coeficiente estadísticamente no significativo para el capital productivo privado, nos hallaríamos ante la presencia de rendimientos constantes en todos los factores, tanto privados como públicos.

De forma similar, podemos utilizar la expresión:

$$(y-k)_t = a_t + (\alpha + \beta - 1) \cdot k_t + \beta \cdot (l-k)_t + \gamma \cdot Kg_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

de la que cabe hacer una interpretación semejante; si bien ahora contrastaríamos el tipo de rendimientos de escala de los *inputs* privados, exclusivamente.

La muestra utilizada para estimar el modelo es un panel Integrado por la Información correspondiente a las 17 CCAA en el período 1984-94. La fuente estadística para la variable producción es la Contabilidad Regional del INE. Sobre las cifras de VAB a coste de factores aplicamos deflatores sectoriales a nivel R-4 sobre las cifras en pesetas corrientes. Aunque la serie arranca en 1980, hemos creído conveniente excluir los cuatro primeros años porque en ellos el protagonismo de las haciendas autonómicas como agentes Inversores es muy menor. De hecho, en 1983 más de la mitad de las CCAA eran responsables de un volumen de inversión inferior al 3% del total territorializado (Caramés y Lago, 2000).

Por lo que respecta al capital público y privado, hemos recurrido a las series auspiciadas por la Fundación BBV (Mas y otros, 1998). A la hora de construir el

indicador de capital humano empleado en el texto, hemos hecho uso de la información que proporciona el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (ME) en su página web (<http://www.ivie.es>). Finalmente, los datos de empleo proceden de la Encuesta sobre población activa (EPA) para cada año se ha calculado la media trimestral simple.

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

- a) Y es el VAB regional privado (excluido VAB de servicios no destinados a la venta).
- b) La variable L es el número total de ocupados en el sector privado.
- c) K es el *stock* de capital productivo privado -esto es, excluido el residencial.
- d) KT es el *stock* de capital público total.
- e) En las estimaciones utilizamos también el *stock* agregado de capital humano (H), que calculamos a partir del porcentaje de población ocupada con estudios medios, anteriores al superior o superiores (Serrano, 1996).

En el Cuadro nº 4 se recogen las estimaciones econométricas del modelo. Con carácter general, y a partir de los resultados que se derivaban de la aplicación de un test de Wald para contrastar la nulidad de los parámetros relevantes, se puede aceptar la hipótesis de rendimientos constantes en todos los *inputs*, pero no el supuesto de rendimientos constantes en los *inputs*

privados. Consecuentemente, optamos por estimar [3], imponiendo la restricción de nulidad del parámetro que acompaña al capital productivo privado.

Los contrastes de especificación no permitían rechazar la hipótesis de homocedasticidad por grupos ni la incorrelación entre los regresores y la perturbación aleatoria, por lo que modelizamos los efectos individuales como aleatorios. El coeficiente de autocorrelación serial de primer orden se situaba entre 0,5 y 0,6; si bien al aplicar el test ADF sobre los residuos de las estimaciones obteníamos un t-estadístico para los errores retardados superior a 9, lo que apunta hacia la cointegración de las series. En todos los casos incluimos efectos temporales fijos para captar la influencia del ciclo económico y el progreso tecnológico.

La primera columna de la Cuadro nº 4 muestra una elasticidad-producto de 0,67 para el empleo, 0,17 para el capital público total y 0,16 para el capital productivo privado. El capital público se muestra por tanto como una variable con un impacto sustancial y muy significativo sobre la productividad y el crecimiento económico de las regiones españolas¹¹.

Para examinar la existencia de un impacto diferencial del capital en las comunidades Forales y las de "vía rápida" introducimos dos nuevos regresores mediante los que se trata de capturar diferencias entre grupos en las

elasticidades estimadas(columna 2)¹². La definición de la variable *dummy* es la misma que en el apartado anterior. No obstante, la significatividad estadística del efecto diferencial es muy limitada; lo que nos llevaría a descartar rentabilidades del capital público disímiles.

Una crítica habitual a las estimaciones de la rentabilidad del capital público similares a la anterior descansa sobre la existencia de sesgos por omisión de variables relevantes (Fernández y Polo, 1997b). Esto es, la no inclusión de variables como el capital humano inflaría el efecto de los regresores efectivamente incluidos. La estimación de su incidencia sobre el crecimiento económico es un área de investigación en curso y las conclusiones que se han obtenido, por parciales y aproximativas que sean, vienen a confirmar el vínculo. El problema que nos encontramos al tratar de incorporarlo a las estimaciones era su elevada correlación con el capital público, lo que generaba un grado de multicolinealidad excesivo. Por ello optamos por recurrir a estimaciones extrínsecas del parámetro.

Los estudios para el caso español y el período 1980-91 indican que la elasticidad-producto del capital humano, aproximado por el porcentaje de ocupados con estudios medios o superiores, se encontraría en el intervalo

¹¹ En Caramés y Lago (2000a) discutimos la robustez de estos resultados, común a buena parte de la literatura, ante cambios en la definición de las variables y en las fuentes estadísticas.

¹² Seguimos así la propuesta metodológica de Argimón y González-Páramo (1997). La baja correlación estadística entre niveles de renta per cápita, dotaciones de capital por trabajador y pertenencia a un grupo u otro de CC AA nos hace descartar la confusión del efecto que queremos estimar con una manifestación de rendimientos de escala decrecientes para la inversión en infraestructuras.

0,10-0,16 (Serrano, 1996; Dabán y Murgui, 1997). Consecuentemente, estimamos [3] incluyendo como término adicional $I \cdot (h-k)$, bajo la hipótesis de que el parámetro I adopta el valor 0,10 (columna 3). Los resultados no cambian

en lo fundamental. La elasticidad-producto del empleo cae hasta 0,59; la del capital público se reduce hasta 0,14; la del capital privado asciende hasta 0,17 y el efecto diferencial sigue sin resultar significativo.

Cuadro nº 4. Resultados de la estimación con datos para el periodo 1984-1994 de la especificación econométrica:

$$(y - k)_{it} = \alpha + \beta \cdot (e - k)_{it} + \gamma \cdot (kt - k)_{it} + \beta' \cdot \text{dummy}_i \cdot (e - k)_{it} + \gamma' \cdot \text{dummy}_i \cdot (kt - k)_{it} + \lambda \cdot (h - k)_{it} + \varepsilon_{it}$$

α	1,04 (5,80)	1,03 (4,88)	0,64 (3,07)
β	0,67 (8,31)	0,67 (7,08)	0,59 (6,25)
γ	0,17 (8,30)	0,17 (3,88)	0,14 (3,31)
λ			[0,10]
β'		0,00 (0,00)	0,00 (0,08)
γ'		-0,02 (-0,16)	-0,00 (-0,08)
R^2	0,979	0,980	0,980
N	187	187	187

NOTAS: Debajo del coeficiente aparece el estadístico-t correspondiente; N es el número de observaciones y R^2 el coeficiente de determinación. El método de estimación en todos los casos es Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Las estimaciones incluyen efectos individuales aleatorios y efectos temporales fijos.

4. CONCLUSIONES

A la luz de las estimaciones econométricas presentadas, el proceso de descentralización del gasto público vivido en España en los últimos veinte años no habría ejercido un efecto claro sobre el proceso de acumulación de capital público básico y social en las diferentes CCAA. La inversión ha sido más intensa en los territorios menos desarrolladas y no ha seguido un ritmo diferente en el grupo de comunidades

con competencias amplias respecto al resto, ni como grupo ni individualmente. Sin embargo, no sólo habrían sido tenidos en cuenta los aspectos redistributivos en la asignación territorial de los fondos públicos, sino también su rentabilidad. Las variables de naturaleza política incorporadas al modelo inicial no ayudan a explicar el residuo que queda tras considerar las de carácter económico.

A estos resultados no les es ajeno el modelo de federalismo fiscal basado en transferencias desde el nivel estatal, vigente a lo largo del período analizado y que, sólo de forma tímida, se ha abandonado en el período 1997-2001. La necesaria profundización en la autonomía y corresponsabilidad fiscales que previsiblemente se llevará a cabo en el próximo período que arranca en 2002, podría introducir un punto de inflexión de no diseñarse un sistema de subvenciones de nivelación suficientemente generoso.

Por otro lado, la descentralización del sistema fiscal podría conducir a una reducción del gasto público que recayese también sobre la inversión. Sin duda, habrá que contrastar ambas hipótesis en un futuro próximo¹³.

Por lo que se refiere a la elasticidad-producto del capital público, no existe evidencia de que el grado de protagonismo de las haciendas territoriales se haya traducido en un efecto distinto de la inversión en infraestructuras sobre la productividad de la economía española.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARGIMÓN, I. y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. (1997): "Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las CCAA: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia", en Pérez Touriño, E. (Dir.): *Infraestructuras y desarrollo regional: efectos económicos de la Autopista del Atlántico*, Madrid: Civitas, pp.141-182.
- ASCHAUER, D.A. (1989): "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, pp. 177-200.
- BIEHL, D. (1986):- *The Contribution of Infrastructure to Regional Development*, Luxemburgo: CEE.
- BLANCO, R. (1990): *Los partidos políticos*, Madrid: Tecnos.
- BOIX, C. (1996): *Partidos políticos, crecimiento e igualdad. Estrategias económicas conservadoras y socialdemócratas en la economía mundial*, Madrid: Alianza.
- BOSCH, N. y ESPASA, M. (1999): "¿Con qué criterios invierte el sector público central?", en Castells, A. y Bosch, N. (Eds.): *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Barcelona: Ariel, pp.150-177.
- BOSCH, N. y SUÁREZ PANDIELLO, J. (1994): *Hacienda local y elección pública: el caso de los municipios españoles*, Bilbao: Fundación BBV.
- BUCHANAN J.M. (1998): "The Fiscal Crisis in Welfare Democracies with Some Implications for Public Investment", en Shibata, H.Y. y Ihori, T. (Eds.): *The Welfare State, Public Investment and Growth*, Tokio: Springer-Verlag, pp.3-16.
- CARAMÉS, L. y LAGO, S. (1999): *Capital público y crecimiento en las Comunidades Autónomas*, Bilbao, Fundación BBV.
- CARAMÉS, L. y LAGO, S. (2000a): "La inversión autonómica y el crecimiento de las regiones españolas", en Caramés, L. (Dir.): *Gasto Público Autonómico*, Santiago de Compostela: EGAP, pp.115-138.
- CORREA, M.D. y MANZANEDO, J. (1998): "Política regional española y europea", Documentos de trabajo, nº 98012, DGAPP, Ministerio de Economía y Hacienda.
- DABAN, T. y MURGUI, M.J. (1997): "Convergencia y rendimientos a escala en las regiones españolas: la base de datos BD. MORES", *Información Comercial Española*, nº 762, pp.66-86.
- DE LA FUENTE, A.(1996): "Inversión pública y redistribución regional: el caso de España en la década de los ochenta", *Papeles de Economía Española*, nº 67, pp.238-256.
- DE LA FUENTE, A. (1999): "Algunas reflexiones sobre el papel redistributivo de la inversión pública", en Castells, A. y Bosch, N.

¹³ Véase Rodden (2000). Sturm (1998) no encuentra confirmación de ello en un panel de datos referido a 19 países de la OCDE y el período 1980-92.

- (Eds.): *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Barcelona: Ariel, pp.137-149.
- FERNÁNDEZ, M. y POLO, C. (1997a): "Análisis de la productividad privada del capital público", Fundación FUNCAS, mimeo.
- FERNÁNDEZ, M. y POLO, C. (1997b): "Productividad del capital público en presencia de capital tecnológico y humano", Fundación FUNCAS, mimeo.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. (1995): "Infraestructuras, productividad y bienestar", *Investigaciones Económicas*, Vol.19(1), pp.155-168.
- GREENE, W.H. (1997): *Econometric Analysis*, Nueva Jersey: Prentice-Hall.
- LAGO, S. (2000a): "La política fiscal española en la nueva Europa", *Boletín Económico de Información Comercial Española*, nº 2643, pp.9-16.
- LAGO, S. (2000b): "La dinámica de los gastos de capital en las Comunidades Autónomas: Un análisis de sus determinantes", *Hacienda Pública Española*, nº 157, en prensa.
- LAGO, S. (2000c) *La nivelación de las necesidades de gasto: una nota metodológica*, mimeo.
- MAS, M.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (1998): *El stock de capital en España y su distribución territorial*, Bilbao: Fundación BBV.
- PALLARES, F. (1995): "Las elecciones autonómicas en España: 1980-1992", en Del Castillo, P. (Ed.): *Comportamiento político y electoral*, Madrid: CIS, pp.151-220.
- PFÄHLER, W.; HOFMANN, U y BÖNTE, W. (1996): "Does Extra Public Infrastructure Matter?: An Appraisal of Empirical Literature", *Finanzarchiv*, Vol.53, pp.68-112.
- RODDEN, J. (2000): "Reviving Leviathan: Fiscal Federalism and the Growth of Government", MIT, mimeo.
- SANAÚ, J. (1997): "La contrastación de la hipótesis del capital público en España", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, Vol.7(2), pp.281-314.
- SERRANO, L. (1996): "Indicadores de capital humano y productividad", *Revista de Economía Aplicada*, nº 10, pp.177-190.
- STURM, J.E. (1998): *Public Capital Expenditures in OECD Countries. The Causes and Impact of the Decline in Public Capital Spending*, Cheltenham: Edward Elgar.
- TOMÁS, L.C. (1990): "Poder político de las Comunidades Autónomas en España y asignación territorial de los fondos públicos", *Revista de Economía Pública*, nº 7, pp. 3-17.

