

# LAS RELACIONES ENTRE INVERSIÓN PÚBLICA E INVERSIÓN PRIVADA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-2004

Diego MARTÍNEZ LÓPEZ

Universidad Pablo de Olavide y Cajal

## Resumen

En este trabajo se investigan las relaciones entre inversión pública e inversión privada en las regiones españolas entre 1980 y 2004. Para ello, se emplea un marco teórico con efectos *crowding-out* a fin de motivar el impacto del gasto público sobre la acumulación de capital privado. También se estima una ecuación de inversión privada que pone de manifiesto que ambos tipos de inversión mantienen una relación de complementariedad, especialmente intensa en el caso de las infraestructuras viarias y urbanas. Sobre los efectos desbordamiento generados por las inversiones públicas en otras regiones, la evidencia sobre su impacto no es definitiva.

*Palabras clave:* inversión, efecto expulsión, regiones españolas.

## Abstract

In this paper we study the relations between public and private investment in the Spanish regions between 1980 and 2004. With this aim, we use a theoretical framework with *crowding-out* effects in order to motivate the impact of public spending on the accumulation of private capital. We also estimate a private investment equation that shows that both types of investment maintain a complementary relationship, especially close in the case of road and urban infrastructures. Regarding the spillover effects generated by public investments in other regions, the evidence on their impact is not definite.

*Key words:* investment, crowding-out effect, Spanish regions.

*JEL classification:* H54, R42.

## I. INTRODUCCIÓN (\*)

EL principal instrumento de las políticas regionales que persiguen la reducción de los desequilibrios territoriales es la inversión pública. Ello resulta especialmente cierto desde finales de los años setenta del siglo XX, ante la reducida eficacia y, sobre todo, el elevado coste (presupuestario y en términos de eficiencia) de otros mecanismos de redistribución interregional alternativos. De este modo, el grueso de la intervención pública en los procesos de convergencia regional ha ido encaminado a garantizar una dotación adecuada de infraestructuras que permitiese a los territorios más atrasados elevar su renta per cápita.

Este principio orientador de las actuales políticas regionales se ha fundamentado, desde un punto de vista técnico, en la existencia de dos canales por los que discurren los efectos de la inversión pública sobre la actividad económica. El primero de ellos se refiere a la consideración del capital público como un argumento más de la función de producción agregada de la economía; en la medida en que este *input* público proporciona servicios productivos a las empresas, la provisión de un nivel adecuado del mismo tendrá indudables efectos sobre la producción final y, por ende, sobre el bienestar económico (1).

La segunda de las vías por las que el gasto público en capital puede afectar a la renta regional es a

través de su complementariedad con la inversión privada. En efecto, en la medida en que la inversión pública en zonas deprimidas estimula la acumulación de capital privado y se constituye como el principal motor del crecimiento económico, el esfuerzo inversor del sector público puede afectar a las diferencias regionales en renta per cápita.

Sin embargo, la validez teórica y empírica de este último razonamiento puede cuestionarse desde los resultados ofrecidos por la literatura acerca del efecto desplazamiento (o *crowding-out*) que el gasto público tiene sobre otros componentes de la demanda agregada. No obstante, la evidencia empírica proporcionada desde diversas aproximaciones metodológicas, aunque no resulta contundente, sí parece indicar un rechazo de la hipótesis de *crowding-out*. Así, Aschauer (1989) encuentra, con datos de la economía norteamericana entre 1953 y 1986, que, a pesar de hallarse presentes ambos efectos opuestos, la inversión del sector público ha favorecido la acumulación de capital privado. Erenburg (1993) apoya la conclusión anterior, al igual que Easterly y Rebelo (1993) y Erenburg y Wohard (1995). Argimón *et al.* (1994), bajo distintas especificaciones econométricas, concluyen que la inversión pública mantiene una relación de complementariedad con la privada en el caso de la economía española para el periodo 1965-1990. Odedokun (1997), para una muestra de 48 países en vías de desarrollo entre 1970 y 1990, proporciona eviden-

cia a favor de la existencia de una relación positiva entre gasto público en capital e inversión privada, sobre todo en un horizonte temporal a largo plazo. Argimón *et al.* (1997) detectan, con una metodología de datos de panel, que dicha relación también se cumple para 14 países de la OCDE durante la década de los ochenta.

Igualmente, y en el marco de un modelo VAR, Flores de Frutos *et al.* (1998) encuentran efectos positivos de la inversión pública sobre la privada para la economía española entre 1964 y 1992. Roca y Pereira (1998), también con una metodología VAR, obtienen para España que la inversión pública desplaza inversión privada en el corto plazo, pero que transcurridos unos años la relación se invierte, con lo que el efecto neto final permite hablar de *crowding-in* en el periodo 1970-1991. También Ahmed y Miller (2000) llegan a la conclusión de que el gasto público en infraestructuras de transporte y comunicaciones induce la inversión privada en los países en desarrollo. Por su parte, Afonso y St. Aubyn (2008) muestran que el efecto *crowding-in* de la inversión privada por la pública no es generalizado en una muestra de 17 países desarrollados.

También pueden citarse trabajos en los que se alcanzan resultados opuestos. Pradhan *et al.* (1990) emplean un modelo de equilibrio general computable para hallar que la inversión pública expulsa inversión privada, aunque, en términos de crecimiento, inversión total y distribución de la renta, los efectos del gasto público en capital son beneficiosos. Monadjemi (1996), por su parte, descubre consecuencias negativas del gasto público en inversión sobre la acumulación de capital privado en el Reino Unido. Nazmi y Ramírez (1997), aunque reconocen que la inversión pública estimula el crecimiento económico, indican también que ésta ha expulsado inversión privada en México. Del mismo modo, y siguiendo un modelo de corrección de error, Ghali (1998) muestra la existencia de *crowding-out* tanto a corto como a largo plazo en una aplicación a datos de la economía tunecina.

Este artículo pretende añadir evidencia empírica acerca de los efectos que la inversión pública ha tenido sobre la formación de capital privado en las regiones españolas entre 1980 y 2004. Las novedades que este artículo incorpora respecto al grueso de la literatura anterior son, en esencia, dos. En primer lugar, se traslada la discusión sobre los efectos expulsión por parte del gasto público sobre la inversión privada a una dimensión regional; esta cir-

cunstancia no resulta habitual en la medida en que la mayor parte de los trabajos publicados adoptan un marco más agregado (nacional o internacional) en su análisis (2). Y en segundo lugar, se emplea una variedad de conceptos que enriquecen la interpretación de los resultados obtenidos: *stocks* de capital (público y privado) medidos según distintos criterios, diferentes tipos de inversión pública (viaria, urbana, etc.), la posible presencia de externalidades positivas generadas por infraestructuras localizadas en territorios vecinos (*spillovers*), etc. La metodología utilizada se fundamenta en la econometría de datos de panel, con especial celo puesto en evitar los problemas de regresión espuria y endogeneidad.

Los principales resultados alcanzados se resumen del siguiente modo. Mientras que, en línea con lo sugerido por el modelo teórico, el tipo de interés ejerce un efecto negativo sobre la tasa de inversión privada regional, la productividad de ésta y la inversión pública tienen un impacto positivo. Por su parte, el consumo público afecta negativamente a la acumulación de capital privado. Estos resultados se mantienen cuando se controla la posible endogeneidad de los regresores. De forma adicional, concluimos que la inversión en infraestructuras viarias y urbanas mantiene una significativa complementariedad con la privada, circunstancia que no se repite en el caso de las infraestructuras ferroviarias (no significativas) e hidráulicas (impacto negativo, aunque no significativo). También aportamos dudas sobre la magnitud y signo (positivo) de los efectos desbordamiento generados por la inversión pública en regiones vecinas.

El apartado II ofrece una motivación teórica de las relaciones entre inversión privada e inversión pública en el marco de los modelos de *crowding-out*; en el III, se describen los datos y fuentes utilizados en la parte empírica del artículo; en el IV, se ofrece una batería de estimaciones correspondientes a una ecuación de inversión privada a escala regional; finalmente, el apartado V recoge las principales conclusiones.

## II. UN MODELO TEÓRICO

Este apartado proporciona un sencillo marco teórico para hacer explícitas las múltiples relaciones que pueden establecerse entre inversión pública e inversión privada, al tiempo que identifica otro conjunto de variables que también tienen trascendencia sobre la tasa de inversión privada. Frente al plantea-

miento seguido en Barro (1989), Aschauer (1988) y Aschauer y Greenwood (1985), quienes, suponiendo una economía perfectamente competitiva y habitada por individuos racionales con un horizonte temporal infinito, obtienen unas relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables, nosotros adoptaremos la estrategia recogida en Argimón *et al.* (1997), que simplifica el modo de alcanzar las citadas relaciones de equilibrio. En efecto, partiendo de un esquema de generaciones solapadas, oferta de trabajo fija e individuos idénticos, se alcanza una expresión que explica la dinámica de la inversión privada según el comportamiento del sector público, entre otras variables. De forma adicional, se ha modificado convenientemente el marco teórico de referencia para considerar la dimensión regional de nuestro análisis.

Con esta finalidad, supondremos una economía habitada por generaciones solapadas de igual tamaño. Cada hogar representativo vive dos periodos. En el primero de ellos ofrece una cantidad de trabajo fija, paga impuestos y ahorra. En el segundo periodo, consume lo que ha ahorrado teniendo en cuenta el tipo de interés. Formalmente,

$$c_t = \omega_t - \tau_t - s_t \quad [1]$$

donde  $c_t$  es el consumo del hogar cuando es joven en el periodo  $t$ ,  $\omega_t$  es la tasa salarial,  $\tau_t$  son los impuestos recaudados por el Gobierno sobre la gente joven y  $s_t$  el ahorro. La recaudación impositiva es empleada por el Gobierno para financiar el gasto público, formado por consumo e inversión pública. Para el consumo del segundo periodo tenemos

$$c_{t+1} = (1+r_{t+1})s_t \quad [2]$$

donde  $r_{t+1}$  simboliza el tipo de interés vigente en el segundo periodo. La función de utilidad del agente representativo viene dada por

$$U = a \left( c_{gt} \right) \delta \ln c_t + (1-\delta) \ln c_{gt} + \frac{1}{1+\rho} \left[ \delta \ln c_{t+1} + (1-\delta) \ln c_{gt+1} \right], \quad [3]$$

donde  $c_{gt}$  es consumo público,  $\delta$  representa la preferencia relativa por el consumo privado,  $\rho$  es la tasa de descuento y  $a(\cdot)$  una función que captura la sustituibilidad o complementariedad entre consumo público y privado (cuando  $a' < 0$ , ambos tipos de consumos son sustitutivos, y viceversa) (3).

El hogar representativo maximiza la función de utilidad [3] sujeta a [1] y [2], lo que nos permite alcanzar una función de ahorro:

$$s_t = (\omega_t - \tau_t) \sigma, \quad [4]$$

donde  $\sigma = \frac{1}{1+(1+\rho)a} > 0$ . Para las empresas contamos con la siguiente función de producción por trabajador:

$$y_t = A i_t^\alpha i_{gt}^\beta, \quad \alpha, \beta > 0, \quad \alpha + \beta < 1, \quad [5]$$

donde se establecen rendimientos constantes a escala en los tres factores de producción (trabajo, inversión privada  $i_t$  e inversión pública  $i_{gt}$ ). El *output* per cápita final puede ser usado tanto para consumo como para inversión, pública o privada, con una relación marginal de transformación constante e igual a 1.

A efectos de mantener la simplicidad del modelo, suponemos que tanto la inversión pública como la privada se deprecian completamente en cada periodo. Por ello, con mercados de factores competitivos, las condiciones maximizadoras de beneficios son:

$$1+r_t = \alpha A i_t^{\alpha-1} i_{gt}^\beta = \alpha \frac{y_t}{i_t} \quad [6]$$

$$\omega_t = (1-\alpha-\beta) A i_t^\alpha i_{gt}^\beta = (1-\alpha-\beta) y_t. \quad [7]$$

De acuerdo con la Ley de Walras, las siguientes condiciones de equilibrio definen el equilibrio completo de la economía:

$$i_t = \sigma (1-\alpha-\beta) A i_t^\alpha i_{gt}^\beta - \sigma \tau_t \quad [8]$$

$$\tau_t - \eta_t = \bar{c}_{gt} + \bar{i}_{gt} \quad [9]$$

La expresión [8] se refiere al equilibrio en el mercado de capital (4). La expresión [9] es la restricción presupuestaria del Gobierno, donde las variables con una barra son el consumo y la inversión pública financiados por impuestos exclusivamente recaudados en la región y  $\eta_t$  es la transferencia (positiva o negativa) que esta economía regional recibe/entrega del/al Gobierno central (5). Este saldo fiscal interregional permite relacionar las variables de gasto

público con barra con los valores reales observados para las mismas:  $c_{gt} = \bar{c}_{gt} + \gamma \eta_t$  e  $i_{gt} = \bar{i}_{gt} + (1 - \gamma) \eta_t$ , siendo  $\gamma$  la proporción de la subvención destinada a consumo público. A partir de [9] se obtiene una expresión de  $\tau_t$  que, usada en la ecuación [8], da,

$$i_t (1 - \sigma (1 - \alpha - \beta) A i_t^{\alpha-1} i_{gt}^\beta) = -\sigma (c_{gt} + i_{gt}),$$

donde las variables consumo e inversión pública están referidas a los niveles efectivamente gastados de uno y otra en la región. Teniendo en cuenta la condición maximizadora de beneficios [6] y resolviendo la anterior expresión para  $i_t$ , se obtiene la siguiente expresión para la inversión privada (donde se han eliminado los subíndices referidos al tiempo):

$$i = \frac{\sigma (c_g + i_g)}{\sigma \left[ \frac{(1 - \beta)(1 + r)}{\alpha} - f_i(i, i_g) \right] - 1}, \quad [10]$$

donde  $f_i(i, i_g)$  es la productividad marginal de

la inversión privada, que depende de los niveles realizados de inversión pública y privada. Nótese que  $f_i$  viene de la derivada parcial de la función de producción con respecto a  $i$ , tal y como aparece en la expresión [6].

Sobre la base de la expresión [10], y teniendo en cuenta los supuestos del modelo, se pueden obtener algunos resultados acerca de las relaciones entre gasto público e inversión privada: 1) la inversión privada mantiene una relación positiva con la productividad del capital privado, tal y como establece la condición maximizadora [6]; 2) El impacto del consumo público es ambiguo; por un lado, un incremento del gasto público no productivo conduce a mayores impuestos que reducen el ahorro (ecuación [4]) y, por tanto, la inversión (ecuación [8]); algo similar ocurre si el consumo público es complementario del consumo privado ( $\sigma' < 0$ ); por otro lado, si el gasto público en consumo es sustitutivo del privado ( $\sigma' > 0$ ), el efecto de  $c_g$  sobre la inversión privada puede ser positivo; 3) El tipo de interés ejerce un impacto claramente negativo sobre la inversión privada porque un incremento en  $r$  exige una mayor productividad del capital privado, es decir, una menor inversión privada, como la expresión [6] postula, *ceteris paribus*, y 4) la inversión pública puede afectar positiva o negativamente a la pri-

vada; por un lado, un incremento en el gasto público en capital requiere mayores impuestos (ecuación [9]), lo que implica un efecto negativo sobre el ahorro y la inversión privada (*crowding-out*); por otro, la inversión pública también entra en el modelo como complementaria (dada la función de producción [5]). En este caso, la inversión en infraestructuras tendrá un impacto positivo sobre la rentabilidad del capital privado y, por ende, sobre la inversión privada; estaríamos en presencia de un claro efecto *crowding-in*.

En el apartado IV de este trabajo, se estima la siguiente expresión genérica de las relaciones entre inversión pública y privada:

$$i = i(f_i, c_g, r, i_g) \quad [11]$$

Nuestro modelo empírico está basado en una representación lineal de [10]. En este punto, sí debiera quedar claro que no estamos interesados en estimar estrictamente la ecuación [10], sino una expresión ad hoc que utiliza como motivación teórica la relación existente entre ambos lados de dicha ecuación (6).

### III. DATOS Y FUENTES ESTADÍSTICAS

Antes de comenzar la discusión de los resultados alcanzados en la estimación econométrica, conviene comentar brevemente cuál ha sido el origen de los datos empleados, las dificultades que nos hemos encontrado y el modo en que éstas han sido solventadas. La muestra comprende las 17 comunidades autónomas españolas a lo largo del periodo 1980-2004.

Los datos de capital público y privado, en sus versiones *stock* y flujo, han sido tomados de Mas et al. (2007). A fin de contar con una visión lo más amplia posible de estas variables, hemos trabajado con los conceptos de *stock* de capital neto real y *stock* de capital productivo real, ambos en euros constantes de 2000. El primero hace referencia a la dimensión riqueza que acompaña a los activos de capital, mientras que el segundo concentra su foco en los servicios productivos que su utilización genera. Mientras que en el capital privado no hemos distinguido entre tipos de activos, en el caso del capital público, además del agregado, hemos considerado subdivisiones de éste, a saber, infraestructuras viarias, hidráulicas, ferroviarias, aeroportuarias, por-

tuarias y urbanas de corporaciones locales. Como puede observarse, en el *stock* de capital no hemos tomado datos de vivienda residencial ni de las llamadas otras construcciones n.c.o.p. (no consideradas en otra parte). A efectos de nuestro análisis, la variable que empleamos es la ratio entre inversión y *stock* de capital, esto es, la tasa de inversión en sus distintas modalidades.

Las series de PIB regional, si bien no aparecen explícitamente en el marco teórico anterior, han sido utilizadas para aproximar la productividad marginal del capital privado  $f_i$ . En particular, hemos tomado el producto medio como *proxy* del marginal, circunstancia lícita en la medida en que supongamos una tecnología Cobb-Douglas, donde ambas variables mantienen una útil proporcionalidad. Aparentemente, conseguir la serie de PIB regional para el periodo en cuestión no debiera suponer mayor esfuerzo; sin embargo, la existencia de diversos cambios metodológicos y la necesidad de expresar las cifras en euros de 2000 complica la tarea. La estrategia seguida ha consistido en calcular un índice corrector que enlace las series de base 1986 con las de base 2000 de la Contabilidad Regional de España (CRE) del Instituto Nacional de Estadística (INE), empleando para ello la información obtenida de los años en que ambas series se solapan.

La variable consumo público a escala regional presenta mayores complicaciones incluso, dada la completa ausencia de estimaciones para nuestro periodo de referencia. A fin de obtener conclusiones lo más robustas posibles, hemos utilizado tres *proxies* del consumo público regional:

— Remuneración de asalariados en servicios no destinados a la venta / remuneración de asalariados en todos los sectores. En esta ocasión, se ha partido de las metodologías con base 1986 y 1995 de la CRE del INE. El enlace entre series no reviste importancia ya que los datos (de numerador y denominador) podían expresarse en valores corrientes. El escollo a salvar se ha situado en la ausencia de algunos datos en los extremos del periodo de referencia. La cifra para el año 2004 se ha logrado extrapolando la de 2003 según la tasa de crecimiento media anual del periodo 1995-2003. Para los años comprendidos entre 1980 y 1985, se ha aplicado a este último (y así sucesivamente hasta llegar a 1980) la tasa de crecimiento media anual del periodo, que desconocemos, pero de la variable coste del trabajo de los servicios públicos y de todos los sectores, según se obtiene de la clásica Renta

nacional de España y su distribución provincial (Fundación BBV, 1999).

— Valor añadido bruto en servicios no destinados a la venta / valor añadido bruto en todos los sectores. Al igual que antes, ha sido necesario complementar las series del INE con extrapolaciones generadas sobre los mismos datos (para 2004) o utilizando fuentes alternativas para 1980-1985 (Fundación BBV, 1999, pero en esta ocasión utilizando sin más la variable VAB en servicios públicos y VAB total).

— Empleo asalariado en servicios no destinados a la venta / empleo asalariado en todos los sectores. Una vez más, hemos completado los datos del INE con los de la Fundación BBV de un modo idéntico al realizado con anterioridad.

Para la variable tipo de interés se ha elegido el MIBOR, cuyos datos son proporcionados por el Banco de España con periodicidad mensual (Banco de España, varios años). Sobre ellos se ha aplicado una media aritmética a fin de contar con una observación por año.

#### IV. ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE INVERSIÓN PRIVADA

A continuación, ofreceremos diversas estimaciones econométricas de la expresión [11] tomando datos del periodo 1980-2004. Recuérdese que nuestro modelo teórico señalaba que la inversión privada en cada región dependía de su productividad, del tipo de interés, del consumo público y de la inversión pública. Un primer acercamiento a dicha cuestión nos lleva, pues, a estimar una ecuación dada por estas variables, en las que las diferentes formas de definir las han sido consideradas.

El cuadro n.º 1 muestra los principales resultados de estas estimaciones. La especificación elegida para este primer panel es la de efectos aleatorios, en virtud de la evidencia proporcionada por el contraste de Hausman, que revela la ausencia significativa de correlación entre los efectos individuales inobservables y el resto de regresores. La versión más básica de la expresión [11] es la considerada en la columna [1]. En ella, el concepto de capital (público y privado) es el de productivo, y el consumo público ha sido aproximado por la proporción de asalariados en servicios no destinados a la venta. La significatividad estadística de los coeficientes estimados y sus signos son muy razonables. Tanto la productividad

de la inversión privada como la inversión pública han ejercido un efecto positivo sobre la tasa de inversión privada (7). Las relaciones entre ambos tipos de inversión serían de complementariedad, con un claro efecto *crowding-in* de la privada por parte de la pública. El tipo de interés mantiene un efecto negativo y significativo sobre la acumulación de capital, tal y como adelantaba nuestro marco teórico. Por su parte, el consumo público, cuyo impacto sobre la inversión quedaba teóricamente indeterminado, aparece con un signo negativo, aunque su significatividad estadística dista de ser aceptable. En este caso, estaríamos en presencia, pues, de un efecto *crowding-out* sobre la inversión privada.

A fin de chequear la sensibilidad de estos resultados generales respecto a la definición de las variables empleadas, las siguientes columnas del cuadro n.º 1 ofrecen estimaciones con otros conceptos alternativos. La columna [2] repite la estimación anterior, pero empleando el concepto de capital riqueza en la definición de las variables inversión y *stock* de capital (público y privado). Como puede observarse, los coeficientes estimados no ven modificados sustancialmente sus valores (por supuesto, los signos permanecen idénticos) y tan sólo debería comentarse que el

coeficiente para la inversión pública pierde algo de significatividad estadística cuando el nuevo concepto de capital riqueza es considerado en lugar del de capital productivo. En todas las estimaciones que siguen emplearemos el concepto productivo. Las columnas [3] y [4] consideran las definiciones alternativas de la variable consumo público, a saber, remuneración de asalariados en servicios no destinados a la venta y el VAB de dichas actividades, respectivamente. Ambos cambios, si bien modifican el signo del coeficiente estimado de negativo a positivo, producen una pérdida considerable de significación estadística del consumo público, al tiempo que reducen el coeficiente de la inversión pública. En las próximas estimaciones se mantiene la variable proporción de asalariados en servicios no destinados a la venta como *proxy* del consumo público.

Finalmente, la columna [5] ofrece estimaciones en las que la tasa de inversión pública ha sido descompuesta en algunos de sus ingredientes: infraestructuras viarias, ferroviarias e hidráulicas, y estructuras urbanas (8). Una rápida comparación con nuestra estimación base de la columna [1] refleja que los coeficientes de las otras variables apenas experimentan cambios, salvo la variable consumo pú-

CUADRO N.º 1

## ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE INVERSIÓN PRIVADA REGIONAL. REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-2004

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Constante .....	0,126*** (0,015)	0,159*** (0,017)	0,115*** (0,017)	0,115*** (0,017)	0,136*** (0,014)
Productividad .....	0,031*** (0,012)	0,026*** (0,010)	0,030*** (0,010)	0,029*** (0,010)	0,026** (0,011)
Consumo público .....	-0,049 (0,034)	-0,039 (0,039)	0,003 (0,023)	0,012 (0,048)	-0,067** (0,036)
Tipo de interés .....	-0,335*** (0,041)	-0,390*** (0,050)	-0,317*** (0,046)	-0,313*** (0,050)	-0,366*** (0,039)
Inversión pública total (productiva) .....	0,255** (0,121)		0,205** (0,108)	0,202** (0,101)	
Inversión pública total (riqueza) .....		0,257** (0,131)			
Inversión pública urbana .....					0,113** (0,049)
Inversión pública viaria .....					0,145** (0,073)
Inversión pública ferroviaria .....					0,000 (0,000)
Inversión pública hidráulica .....					-0,016 (0,038)
Error típico de la regresión .....	0,019	0,023	0,019	0,019	0,018
Durbin-Watson .....	0,61	0,61	0,60	0,60	0,69
Observaciones .....	425	425	425	425	425

Nota: \*\*\*, \*\*, \*. Significativo al 1, 5 y 10 por 100. Desviaciones típicas entre paréntesis.

blico, que aumenta sustancialmente su significatividad estadística en esta nueva especificación. Respecto a las variables de inversión pública, debe señalarse que, mientras la inversión en infraestructuras viarias y en estructuras urbanas ejerce un impacto positivo sobre la tasa de inversión privada regional, no puede decirse otro tanto de las ferroviarias e hidráulicas. Las primeras aparecen con una significatividad estadística alejada de los niveles habituales. Por su parte, la inversión en capital hidráulico muestra un sorprendente signo negativo, aunque, dado el valor del estadístico  $t$ , no hay que concederle más trascendencia (9).

Aunque esta primera batería de estimaciones ofrece resultados sensatos y robustos frente a especificaciones y datos alternativos, no conviene perder de vista algunos de los problemas econométricos que presenta. A nuestro juicio, debería prestarse atención a dos de ellos: la posible no estacionariedad de las series y los problemas de endogeneidad de variables situadas en el lado derecho de la ecuación a estimar. En cierta medida, podría intuirse que los valores obtenidos para el estadístico de Durbin-Watson podrían ser indicativos de alguno de estos problemas.

Respecto a la primera cuestión, no debe olvidarse el hecho de que estamos trabajando con un periodo relativamente largo y con series que, por su propia naturaleza, son susceptibles de mostrar raíces unitarias. Una primera forma de abordar este problema ha sido incluir entre los regresores una tendencia lineal que capturase parte de la contaminación no estacionaria. Aunque no se informa de ello, la inclusión de la tendencia no sólo no mejora estadísticos como el aludido Durbin-Watson, sino que

genera importantes problemas de multicolinealidad en las variables tipo de interés e inversión pública, desapareciendo la significatividad estadística de ambas bajo diferentes especificaciones (10).

De forma más sistemática, se han llevado a cabo diversos contrastes de raíces unitarias en paneles para las principales series implicadas en las estimaciones. El cuadro n.º 2 recoge sus resultados. En esta batería de contrastes se han seleccionado los retardos a incluir en las regresiones auxiliares según el criterio de información de Schwarz, y se han especificado efectos individuales a modo de constante en todos ellos (11). Los resultados son variados, con series en las que claramente existe una raíz unitaria (tipo de interés o productividad de la inversión privada, aproximada —como se recordará— a través de la productividad media), variables que pueden considerarse estacionarias (nuestra *proxy* del consumo público: proporción de asalariados en servicios no destinados a la venta, o la tasa de inversión en infraestructuras urbanas) y series donde la evidencia está mezclada, con tests apoyando la estacionariedad de la variable en cuestión y tests en los que se encuentran raíces unitarias; éste puede ser el caso de la inversión pública en ferrocarriles. En estas condiciones, no parece esperable, pues, que las series cointegren en una relación a largo plazo. En efecto, tanto la adaptación a *la Fisher* del contraste de Johansen como cinco de los siete estadísticos proporcionados por la metodología de Pedroni no rechazan la hipótesis nula de no cointegración entre las variables objeto de estudio. Véase el cuadro n.º 3 para confirmar esta apreciación (12).

Llegados a este punto, parece que lo más pragmático es solventar de la mejor forma posible el

CUADRO N.º 2

## CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS EN PANELES

	Levin-Lin-Chu	Im-Pesaran-Shin	ADF-Fisher	Phillips-Perron-Fisher
Inversión privada .....	-2,25 (0,01)	-2,55 (0,00)	49,93 (0,03)	26,76 (0,67)
Productividad .....	1,72 (0,95)	3,50 (0,99)	30,81 (0,62)	9,17 (1,00)
Consumo público .....	-9,00 (0,00)	-5,54 (0,00)	94,98 (0,00)	102,12 (0,00)
Tipo de interés.....	0,92 (0,82)	4,81 (1,00)	4,26 (1,00)	2,82 (1,00)
Inversión pública total.....	-3,53 (0,00)	-4,60 (0,00)	76,11 (0,00)	67,79 (0,00)
Inversión pública urbana.....	-4,38 (0,00)	-4,22 (0,00)	74,93 (0,00)	93,42 (0,00)
Inversión pública viaria.....	-2,59 (0,00)	-4,25 (0,00)	72,87 (0,00)	59,33 (0,00)
Inversión pública ferroviaria .....	2,60 (1,00)	-10,61 (0,00)	313,97 (0,00)	39,94 (0,22)
Inversión pública hidráulica.....	-4,83 (0,00)	-5,12 (0,00)	83,33 (0,00)	78,43 (0,00)

Nota: Entre paréntesis las probabilidades de aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria. Levin-Lin-Chu suponen en  $H_0$  un proceso de raíz unitaria común a todas las unidades de sección cruzada. Los otros tres contrastes, por el contrario, permiten procesos generadores de datos con raíces unitarias individuales.

CUADRO N.º 3

## CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN EN PANELES

		Estadístico	Probabilidad
Johansen-Fisher $H_0$ : Al menos 1 relación de cointegración	Valor Propio	101,3	0,00
	Traza	221,4	0,00
Pedroni $H_0$ : No hay relación de cointegración	Estadístico $v$ (común)	0,193	0,39
	Estadístico $\rho$ (común)	1,520	0,12
	Estadístico $PP$ (común)	-0,129	0,39
	Estadístico $ADF$ (común)	0,943	0,25
	Estadístico $\rho$ (individual)	2,716	0,01
	Estadístico $PP$ (individual)	-0,074	0,39
	Estadístico $ADF$ (individual)	2,098	0,04

Nota: Para Johansen-Fisher no se ha incluido tendencia determinista en la ecuación de cointegración aunque sí una constante; las probabilidades han sido calculadas usando una distribución  $\chi^2$  asintótica. Para Pedroni, la selección de retardos se ha hecho siguiendo el criterio de información de Schwarz; los resultados se mantienen si los estadísticos se calculan después de ponderar la matriz de covarianzas.

problema de la no estacionariedad de algunas series, sin aspirar a encontrar relaciones de cointegración, y concentrarse en las implicaciones de trabajar con variables endógenas como regresores. Para ello, reestimamos el modelo en primeras diferencias y estudiamos la posibilidad de utilizar un estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). Las pruebas realizadas con distintos grupos de instrumentos (variables en niveles y/o en primeras diferencias retardadas uno o dos periodos) no ofrecieron resultados satisfactorios. En particular, no sólo se perdía la significatividad estadística de buena parte de los coeficientes estimados, sino que el grado de ajuste del modelo descendía considerablemente. Ante esta tesitura, la estrategia seguida ha sido la del método generalizado de los momentos (MGM). Como se sabe, este procedimiento permite emplear un conjunto óptimo de instrumentos al minimizar las correlaciones entre regresores y residuos. De forma adicional, y dado que de nuevo la transformación en primeras diferencias no proporcionaba resultados aceptables, se ha optado por tomar las variables en desviaciones ortogonales (Arellano y Bover, 1990, 1995); ello facilita el tomar los regresores retardados como candidatos a instrumentos.

Los resultados de esta estrategia de estimación aparecen recogidos en el cuadro n.º 4. De las tres estimaciones presentadas en este punto, las dos que utilizan como instrumentos las mismas variables en desviaciones ortogonales, pero retardadas uno o dos periodos, son las que presentan mejores garantías (13). No se puede decir lo mismo de la estimación de la columna [1], que emplea como instrumentos a las variables retardadas en niveles. El principal

comentario que se puede extraer de esta nueva batería de estimaciones es que, controlando la posible endogeneidad de los regresores, los resultados se mantienen. En efecto, tanto el tipo de interés como el consumo público ejercen un efecto negativo sobre la tasa de inversión privada, mientras que la productividad de ésta y la inversión pública productiva tienen un impacto positivo. Todos estos efectos son significativos desde el punto de vista estadístico a los niveles de confianza habituales. No cabe, por otra parte, comparación alguna entre las magnitudes alcanzadas por los coeficientes estimados en este punto y las obtenidas en un primer momento, dado que la transformación de los datos conduce a interpretaciones distintas.

CUADRO N.º 4

## ESTIMACIÓN MGM DE LA ECUACIÓN DE INVERSIÓN PRIVADA REGIONAL. REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-2004

	[1]	[2]	[3]
Productividad .....	0,014 (0,017)	0,099*** (0,015)	0,110*** (0,019)
Consumo público .....	-0,061 (0,100)	-0,325*** (0,071)	-0,408*** (0,141)
Tipo de interés.....	-0,320*** (0,049)	-0,548*** (0,040)	-0,583*** (0,054)
Inversión pública .....	0,423*** (0,116)	0,423*** (0,125)	0,707*** (0,135)
Error típico de la regresión..	0,019	0,023	0,020
Test de Sargan .....	0,00	0,00	12,69
Observaciones .....	408	391	374

Nota: \*\*\*, \*\*, \* Significativo al 1, 5 y 10 por 100. Desviaciones típicas entre paréntesis. Instrumentos usados: [1]: Regresores en niveles retardados un periodo. [2]: Regresores transformados en desviaciones ortogonales y retardados un periodo. [3]: Regresores transformados en desviaciones ortogonales y retardados uno y dos periodos.



Una última extensión que nos gustaría subrayar se encuentra relacionada con los efectos que las inversiones públicas realizadas en otras regiones pueden tener sobre la inversión privada de un territorio en cuestión. Nos estamos refiriendo a los efectos desbordamiento, sobre los que buena parte de la literatura ofrece evidencia acerca de su impacto positivo en la acumulación de capital de las regiones vecinas. Existen, no obstante, algunas referencias y enfoques que cuestionan esta externalidad positiva. Una de ellas es la de Martínez (2006) que, para las regiones españolas y el periodo 1965-1995, encuentra un impacto negativo de la inversión pública en regiones adyacentes sobre la inversión privada de las comunidades autónomas consideradas individualmente. Por su parte, existen igualmente contribuciones teóricas y modelos simulados del ámbito de la economía urbana que ponen de manifiesto precisamente que una mejora de las infraestructuras en unas regiones puede afectar negativamente a la actividad económica de otros territorios vecinos (Martin y Rogers, 1995). Trazando el correspondiente paralelismo, estaríamos en presencia de un fenómeno de competencia fiscal por el lado del gasto público.

El cuadro n.º 5 muestra distintas especificaciones de la expresión [11] incluyendo entre los regresores medidas alternativas de los efectos desbordamiento. En particular, hemos considerado dos crite-

rios: uno que los define como el total de la inversión pública nacional menos el valor correspondiente a la inversión realizada en la región en cuestión (*spillover\_1*), y otro que los limita a la inversión pública efectuada en las regiones geográficamente adyacentes (*spillover\_2*), con Baleares y Canarias siguiendo en este caso el primer criterio. Si bien el primer concepto permite extraer todo el impacto de las infraestructuras tipo red, el segundo, aunque más restrictivo, se podría ajustar con más precisión a ese posible fenómeno de competencia fiscal, que estaría presente con más intensidad entre regiones limítrofes.

Las dos primeras columnas del cuadro n.º 5 ofrecen la especificación inicial de la expresión [11] incluyendo entre los regresores las dos definiciones de efectos desbordamiento antes citadas. Una primera observación que se deriva de esta nueva estimación es que, en general, los signos y coeficientes estimados para los regresores que ya estaban presentes se mantienen. Si acaso, es de rigor matizar que el valor estimado para la inversión pública se reduce al introducir los efectos desbordamiento generados desde otras regiones. Esta circunstancia puede tener su origen en dos hechos. El primero se refiere los posibles problemas de multicolinealidad que surgen entre ambas variables de inversión pública. No en vano, buena parte del signo expansivo o contractivo de las políticas de inversión pública es común a

CUADRO N.º 5

**ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE INVERSIÓN PRIVADA REGIONAL CON EFECTOS DESBORDAMIENTO. REGIONES ESPAÑOLAS, 1980-2004**

	[1]	[2]	[3]	[4]
Constante .....	0,110*** (0,011)	0,119*** (0,009)		
Productividad .....	0,033*** (0,008)	0,034*** (0,022)	0,109*** (0,018)	0,107*** (0,018)
Consumo público .....	-0,059** (0,029)	-0,045* (0,027)	-0,394*** (0,122)	-0,420*** (0,138)
Tipo de interés .....	-0,246*** (0,034)	-0,328*** (0,022)	-0,532*** (0,067)	-0,564*** (0,052)
Inversión pública total .....	0,158** (0,071)	0,186*** (0,069)	0,790*** (0,135)	0,657*** (0,155)
<i>Spillover_1</i> .....	0,121*** (0,034)		0,023 (0,057)	
<i>Spillover_2</i> .....		0,117** (0,054)		0,113 (0,101)
Error típico de la regresión.....	0,018	0,019	0,020	0,019
Test de Sargan.....			14,68	13,53
Observaciones .....	425	425	374	374

Nota: \*\*\*, \*\*, \* Significativo al 1, 5 y 10 por 100. Desviaciones típicas entre paréntesis. Instrumentos usados: [1] y [2]: Regresores transformados en desviaciones ortogonales y retardados uno y dos periodos.

todo el territorio nacional, y por tanto las series comparten su evolución, con independencia de que se refieran a la inversión pública en una región o a la del total nacional. Obsérvese, en este sentido, cómo la inclusión de la variable *spillover\_1* (total nacional menos el de la región en cuestión) afecta en mayor medida al coeficiente de la inversión pública que cuando se toma *spillover\_2*: los puntos en común entre ambas series son mayores en el primer caso que en el segundo. Otro hecho que podría estar reduciendo el coeficiente de la inversión pública sería el que, en efecto, cuando no se consideran efectos desbordamiento, el valor estimado para la inversión pública estaría incorporando el impacto que ejercen las infraestructuras localizadas en otras regiones sobre la inversión privada. En cualquier caso, lo que sí está claro, según estas primeras estimaciones, es que la inversión pública realizada en otros territorios afecta positiva y significativamente a la inversión privada regional.

No obstante, este primer resultado debe cualificarse en la medida en que, como se ha puesto de manifiesto con anterioridad, existen problemas de regresión espúria y endogeneidad que pueden estar contaminando las estimaciones. Adoptando una estrategia similar a la seguida antes, se ha reestimado el modelo a través del MGM con las variables transformadas en desviaciones ortogonales, con un conjunto de instrumentos formado por las variables transformadas y retardadas uno y dos periodos (14). Los resultados se muestran en las columnas [3] y [4] del cuadro n.º 5. De nuevo, respecto a las estimaciones MGM del modelo sin efectos desbordamiento, los signos y coeficientes estimados difieren poco. Sí conviene subrayar ahora que la variable inversión pública aumenta sustancialmente su valor cuando los *spillovers* son tenidos en cuenta. Por su parte, éstos, aunque positivos, son estadísticamente no significativos ahora. Esta nueva evidencia pone de manifiesto las dudas que surgen cuando se pretende evaluar el impacto de la inversión pública realizada en otras comunidades sobre la inversión privada de una región. Con otras palabras: si bien una primera aproximación apoya la hipótesis de que las infraestructuras de territorios vecinos suponen una externalidad positiva para cualquier economía regional, no debe descartarse la alternativa de que, vía gasto público productivo, la distribución territorial de la inversión privada se vea afectada en sentido contrario. Esta circunstancia es especialmente relevante en un contexto como el regional, en el que la movilidad del capital privado puede ser muy elevada.

## V. CONCLUSIONES

1. El propósito que nos hemos marcado en este artículo ha sido trasladar el planteamiento de los modelos de expulsión de la inversión privada por el gasto público a la realidad regional española. Dada la escasez de trabajos en esta dirección y contexto, hemos querido conocer si la inversión pública ha afectado a la privada en las comunidades autónomas españolas entre 1980 y 2004.

2. Como es bien sabido, de los modelos teóricos de *crowding-out* se desprenden dos efectos que el gasto público (en infraestructuras) puede ejercer sobre la acumulación de capital privado. El primero se refiere a la alteración de la senda de consumo intertemporal que los agentes privados han definido como consecuencia de la puesta en marcha de un proyecto de infraestructuras; para neutralizar este cambio, los agentes económicos reducen su ahorro y, por consiguiente, su tasa de inversión; estamos en presencia de un efecto expulsión de la inversión privada por la pública. El segundo efecto viene dado por la influencia positiva que el capital público ejerce sobre la productividad del privado; de este modo, la inversión pública estimula la acumulación de capital de los agentes privados al elevar la remuneración de ésta. El que predomine uno u otro determinará cuál es el efecto neto de un incremento del gasto público productivo sobre la inversión privada.

3. Tras adoptar las cautelas econométricas precisas, la evidencia proporcionada es compatible con las predicciones del modelo teórico y detecta un efecto *crowding-in* de la inversión privada por la pública. Además, los incentivos que la inversión pública suponen para la acumulación del capital privado se mantienen cuando desagregamos las infraestructuras directamente productivas en viarias y urbanas. En otro orden de cosas, los resultados alcanzados ofrecen dudas acerca de la relativamente aceptada influencia positiva que la inversión pública en otras regiones tiene sobre la privada de un territorio en cuestión. De este modo, puede sugerirse la idea de que el esfuerzo inversor público es susceptible de generar movimientos interregionales de factores sobre la base de una competencia fiscal por el lado del gasto.

4. En este contexto, una primera recomendación normativa advierte contra los riesgos de diseñar políticas de inversión pública de ámbito nacional sin atender a sus posibles consecuencias sobre la eficiencia en la acumulación de capital privado. En particular, y dadas las notables responsabilidades de gasto

asumidas por los gobiernos regionales en España, convendría que al menos desde el Gobierno central se articulasen actuaciones de inversión pública de interés general, neutralizando en la medida de lo posible las legítimas, pero en ocasiones ineficientes, actuaciones autonómicas en sus decisiones de gasto público productivo. En otras palabras: la inversión pública no debe provocar deslocalizaciones de inversiones privadas al margen de lo que deben ser sus únicos determinantes: la productividad de aquella y de otros factores de producción privados.

5. Este argumento de optimalidad paretiana se fundamenta en un hecho con frecuencia olvidado: la inversión pública se financia con impuestos distorsionantes, y utilizar los recursos captados de esta forma para atraer inversión de otras regiones es ineficiente. El legislador español, sin embargo, no parece prestar demasiada importancia a este hecho, activando nuevos condicionantes políticos para la distribución de la inversión pública estatal, según lo visto en recientes reformas estatutarias.

6. En una dimensión más general, y dados los resultados alcanzados en este estudio, se vuelve a poner de manifiesto la importancia de la inversión pública para mantener engrasado uno de los principales motores de la actividad económica: la inversión privada. Ello es especialmente relevante en un contexto como el actual, en el que una parte considerable de los componentes de la demanda agregada muestran, como mínimo, una preocupante atonía. Desde estas líneas, por tanto, se vuelve a subrayar la trascendencia del esfuerzo inversor público para superar coyunturas adversas. Esta recomendación, sin embargo, no debe tomarse sin cualificación alguna: cualquier proyecto de inversión pública debe superar unos umbrales de rentabilidad mínimos que, en rigor, implican que no cualquier gasto en infraestructuras sea socialmente rentable.

## NOTAS

(\*) El autor agradece a Ernesto Mesa su labor de apoyo a esta investigación. En cualquier caso, todos los errores que pudieran permanecer son de la exclusiva responsabilidad del autor.

(1) Para disponer de una visión general sobre este tópico, puede consultarse DÍAZ y MARTÍNEZ (2006).

(2) MARTÍNEZ (2006) es el único antecedente que nos consta dentro de esta literatura. En un trabajo similar a éste que aquí se presenta, se obtiene un efecto positivo de la inversión pública sobre la tasa de inversión privada para las regiones españolas entre 1965 y 1995.

(3) La función  $a(c_{gt})$  puede plantearse del siguiente modo:  $a(c_{gt}): R^+ \rightarrow R^+$ , con  $a(0)=1$ . Aunque  $a(c_{gt})$  sólo aparece en el primer periodo, una especificación alternativa de la función de utilidad con  $a(c_{gt})$  afectando también en el segundo periodo complicaría sobremanera la reso-

lución del modelo, sin añadir nada nuevo en términos de intuición económica (suponiendo preferencias consistentes en el tiempo).

(4) La movilidad del capital entre economías abiertas modificaría esta ecuación, pero este hecho, en realidad, no es muy relevante a los efectos que nos interesan en este artículo, al menos por dos razones. La primera es que la movilidad del capital privado no es perfecta, ni siquiera a escala regional (la ausencia de una elevada velocidad de convergencia entre las regiones podría ser un respaldo de esto). La segunda es que en la estimación empírica que se sigue en el grueso de la literatura se toman datos de inversión privada realizada, esto es, que ya considera los flujos interregionales de capital.

(5) Se supone que  $\sum_j \eta_{jt} = 0$ , donde  $j$  es el número de regiones que existen en el país.

(6) Trabajos similares a éste también estiman generalmente modelos lineales, aunque, de nuevo, el modelo teórico subyacente muestre relaciones no lineales entre las variables (TANZI y ZEE, 1998).

(7) Dado que no estamos estimando un modelo estructural, los valores de los coeficientes no admiten una interpretación económica clara. Además, como puede ser el caso de la comparativa entre el coeficiente de la productividad y el de la inversión pública, la distinta escala en los datos originales conduce a notables diferencias en los valores de los coeficientes.

(8) A fin de no romper la homogeneidad del panel, que incluye a todas las regiones españolas, no se han considerado las inversiones en aeropuertos ni puertos, ya que existen años en los que no se contabiliza inversión alguna por el primer concepto y regiones en las que, obviamente, no tiene sentido la segunda.

(9) Solamente a efectos especulativos, podría interpretarse parcialmente este signo negativo como una consecuencia de que este tipo de inversión pública se concentre en las regiones con una estructura productiva más sesgada hacia el sector agrario. Dado que estas actividades vienen experimentado un retroceso relativo secular, no precisarán tasas de inversión privada especialmente elevadas en relación, por ejemplo, con la industria o con el sector servicios, de ahí su correlación negativa con la tasa de inversión pública hidráulica.

(10) Estos resultados, al igual que otros de los que no se informa con detalle, están disponibles para quien los solicite.

(11) Para más detalles sobre el funcionamiento de estos tests, puede consultarse KRISHNAKUMAR y RONCHETTI (2000).

(12) Sobre el diseño e interpretación de estos contrastes de cointegración, puede verse BALTAGI (2000).

(13) El contraste de Sargan de la columna [3] acepta la hipótesis nula sobre la validez de la matriz de instrumentos. En esta aceptación ha sido crítica la corrección de la posible heteroscedasticidad a través de la matriz de White.

(14) Al igual que antes, con carácter previo, se ha intentado estimar el modelo a través de MC2E con variables en primeras diferencias y varios conjuntos de instrumentos, pero los resultados no han sido satisfactorios.

## BIBLIOGRAFÍA

- AFONSO, A., y ST. AUBYN, M. (2008), «Macroeconomic rates of return of public and private investment. Crowding-in and crowding-out effects», *Working Paper Series ECB*, n.º 864.
- AHMED, H., y MILLER, S. M. (2000), «Crowding-out and crowding-in effects of the components of government expenditure», *Contemporary Economic Policy*, 18: 124-133.
- ARELLANO, M., y BOVER, O. (1990), «La econometría de los datos de panel», *Investigaciones Económicas*, 14: 3-45.

- (1995), «Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models», *Journal of Econometrics*, 68: 29-52.
- 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 Banco de España*, n.º 9424, Madrid.
- (1997), «Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD countries», *Applied Economics*, 29: 1001-1010.
- ASCHAUER, D. A. (1988), «The equilibrium approach to fiscal policy», *Journal of Money, Credit and Banking*, 20: 41-62.
- (1989), «Does public capital crowd out private capital?», *Journal of Monetary Economics*, 24: 171-188.
- ASCHAUER, D. A., y GREENWOOD, J. (1985), «Macroeconomic effects of fiscal policy», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 23: 91-138.
- BALTAGI, B. H. (ed.) (2000), *Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels*, Elsevier, Amsterdam.
- BANCO DE ESPAÑA (varios años), *Boletín Estadístico*, Banco de España.
- BARRO, R. J. (1989), «The neoclassical approach to fiscal policy», en Barro, R. J. (ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Harvard University Press, Cambridge, Ma.
- DÍAZ, C., y MARTÍNEZ, D. (2006), «Inversión pública y crecimiento: un panorama», *Hacienda Pública Española*, 176 (1): 109-140.
- EASTERLY, W., y REBELO, S. (1993), «Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation», *Journal of Monetary Economics*, 32: 458-493.
- ERENBURG, S. J. (1993), «The real effects of public investment on private investment», *Applied Economics*, 25: 831-837.
- ERENBURG, S. J., y WOHARD, M. E. (1995), «Public and private investment: are there casual linkages», *Journal of Macroeconomics*, 17: 1-30.
- FLORES DE FRUTOS, R.; GRACIA-DÍEZ, M., y PÉREZ-AMARAL, T. (1998), «Public capital stock and economic growth: an analysis of the Spanish economy», *Applied Economics*, 30: 985-994.
- FUNDACIÓN BBV (1999), *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997*, Fundación BBV, Bilbao.
- GHALI, K. H. (1998), «Public investment and private capital formation in a vector error-correction model of growth», *Applied Economics*, 30: 837-844.
- KRISHNAKUMAR, J., y RONCHETTI, E. (2000), *Panel Data Econometrics: Future Directions*, Elsevier, Amsterdam.
- MARTIN, P., y ROGERS, C. A. (1995), «Industrial location and public infrastructure», *Journal of International Economics*, 39: 335-351.
- MARTÍNEZ, D. (2006), «Linking public investment to private investment. The case of Spanish regions», *International Review of Applied Economics*, 20 (4): 411-423.
- MAS, M.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (2007), *El stock y los servicios de capital en España y su distribución territorial (1964-2005). Nueva metodología*, Fundación BBVA, Bilbao.
- MONADJEMI, M. S. (1996), *Public Expenditure and Private Investment: A Study of three OECD Countries*, Studies in Economics, Department of Economics, University of Kent.
- NAZMI, N., y RAMÍREZ, M. D. (1997), «Public and private investment and economic growth in Mexico», *Contemporary Economic Policy*, 15 (1): 65-75.
- ODEDOKUN, M. O. (1997), «Relative effects of public versus private investment spending on economic efficiency and growth in developing countries», *Applied Economics*, 29: 1325-1336.
- PRADHAN, I.; RATHA, D. K., y SARMA, A. (1990), «Complementary between public and private investment in India», *Journal of Development Economics*, 33 (1): 101-116.
- ROCA, O., y PEREIRA, A. (1998), «Impacto de la inversión en infraestructuras sobre el producto, la ocupación y la inversión privada en España», *Revista Española de Economía*, 15 (3): 403-432.
- TANZI, V., y ZEE, H. (1998), «Taxation and the household saving rate – Evidence from the OECD countries», *IMF Working Papers 98/36*, International Monetary Fund.