

# RELACIONES ENTRE INVERSIÓN PÚBLICA Y PRIVADA. EL CASO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS, 1965-1995.

Diego Martínez López\*

## Resumen:

La inversión pública constituye uno de los principales ejes de las políticas regionales. Generalmente se acepta la existencia de un vínculo entre ésta y la renta per cápita de las regiones a la vez, que una relación de complementariedad entre el esfuerzo inversor público y la acumulación de capital privado. Este trabajo pretende ofrecer evidencia empírica de esta última relación para el caso de las regiones españolas entre 1965 y 1995, a través de una metodología de datos de panel. Partiendo del marco teórico de los modelos de *crowding-out* y tras controlar la existencia de raíces unitarias en las series empleadas así como la naturaleza de los efectos propios de cada región, se estiman distintas especificaciones de un modelo biecualcional. Los resultados alcanzados permiten hablar de un efecto positivo del capital público productivo y social sobre la inversión privada y la productividad del capital privado. Los efectos desbordamiento generados por infraestructuras sitas en otras regiones, por su parte, no parecen atraer inversión privada a la comunidad en cuestión.

**Palabras clave:** *Crowding-out*, infraestructuras, datos de panel, raíces unitarias.

**Clasificación JEL:** R53, H54, E62, C33.

---

\* Universidad de Jaén, Fundación Centro de Estudios Andaluces y Universidad Complutense de Madrid. Dirección de contacto: Departamento de Economía Aplicada. Campus Las Lagunillas, s/n. Edif. D-3. Universidad de Jaén. 23071 Jaén. Telf.: 953 01 22 97. Fax: 953 01 22 22. E-mail: [dmlopez@ujaen.es](mailto:dmlopez@ujaen.es)

Agradezco los comentarios y sugerencias de Pablo Brañas y José Manuel González-Páramo a versiones anteriores de este trabajo. Los errores que subsistan son de mi exclusiva responsabilidad.

## I. Introducción

El principal instrumento de las políticas regionales que persiguen la reducción de los desequilibrios territoriales dentro de un mismo ámbito político-económico es la inversión pública. Ello resulta especialmente cierto desde finales de los setenta ante la reducida eficacia y, sobre todo, el elevado coste (presupuestario y en términos de eficiencia) de otros mecanismos de redistribución interregional alternativos<sup>1</sup>. 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<sup>2</sup>.

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 en las mismas y ésta 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. Resulta obvio bajo este prisma que el capital público y el privado, o mejor, la formación bruta de capital fijo por parte de los sectores público y privado de la economía, mantienen una relación de complementariedad.

Sin embargo, la validez teórica y empírica de este último razonamiento puede cuestionarse desde los resultados ofrecidos por la literatura acerca del efecto desplazamiento que el gasto público (y la inversión en infraestructuras lo es) tiene sobre otros componentes de la demanda agregada<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> Polos de desarrollo, subsidios a la localización, etc. Para una visión panorámica de la evolución de estrategias de desarrollo regional y urbano, véase Cuadrado Roura (1994) y Helmsing (1999).

<sup>2</sup> Aunque pueden encontrarse referencias anteriores (Arrow y Kurz, 1970; Mera, 1973; Ratner, 1983), es a partir del trabajo empírico de Aschauer (1989) y el modelo de crecimiento endógeno con capital público de Barro (1990) cuando comienza una amplia literatura sobre este tema. Para disponer de una visión general de los primeras aportaciones pueden consultarse los trabajos de Gramlich (1994), De la Fuente (1996) y Sturm (1998).

<sup>3</sup> Una aproximación alternativa a las relaciones entre inversión pública y privada lo constituye la estimación de funciones de costes y de demanda de factores que se lleva a cabo a partir del denominado enfoque dual. Aunque esta

Dejando de lado las polémicas entre las escuelas keynesianas y clásicas (ambas con sus correspondientes extensiones y ramificaciones en el tiempo y el espacio), el marco teórico recogido en trabajos como los de Aschauer y Greenwood (1985), Aschauer (1988) o Barro (1989) nos servirá de base para una exposición sintética de la cuestión apuntada.

En este sentido, las relaciones entre inversión pública y privada presentan dos dimensiones de signo opuesto. Por un lado, cuando se produce un incremento del gasto público en capital los agentes económicos privados observan cómo se modifica su patrón intertemporal de consumo, de modo que el consumo presente se reduce de forma no deseada para financiar la nueva inversión pública a cambio de un mayor consumo futuro<sup>4</sup>. A fin de ajustar su nueva situación a la elección consumo-ahorro realizada inicialmente, los agentes reducirán la inversión privada en la misma cuantía en que se ha elevado la pública si las rentabilidades de ambas son idénticas, esto es, los *stocks* de capital público y privado se encuentran en sus niveles óptimos. Puede hablarse entonces de un efecto expulsión completo de la inversión privada por la pública. Si la dotación de infraestructuras es inferior a la óptima, la mayor productividad de la inversión pública respecto a la privada atenúa este *crowding-out* en la medida en que para los agentes se produce un efecto renta que eleva el consumo presente y futuro.

Por otro lado, si se postula que el capital público incrementa la productividad del privado, un mayor esfuerzo inversor público elevará la rentabilidad de la inversión privada y con ella la disposición de los agentes privados a ahorrar e invertir más. Esta circunstancia nos llevaría a hablar de un efecto *crowding-in* de la inversión privada por la pública, respaldando así la instrumentación de políticas regionales basadas en la provisión de capital público. Esta discusión puede generalizarse, *mutatis mutandis*, para otros componentes del gasto público (en especial el consumo público) y para resultados contables de la actuación pública (déficit presupuestario), que nosotros no abordaremos directamente.

También en un marco de modelos de crecimiento con agentes optimizadores, la aportación de Fisher y Turnovsky (1998) analiza la dinámica de transición de la acumulación de capital privado bajo distintos esquemas tributarios y con infraestructuras sometidas a congestión. Bajo imposición distorsionante, y aun reconociendo la complementariedad en el largo plazo entre capital público y privado, se concibe la posibilidad de que la provisión de *inputs* públicos

---

metodología queda lejos de las pretensiones de esta investigación, sí puede afirmarse que, en general, se aprecia una relación de complementariedad entre ambos tipos de inversión.

<sup>4</sup> En presencia de equivalencia ricardiana, es indiferente el que las infraestructuras sean financiadas vía impuestos o vía deuda pública.

desincentive la inversión privada y reduzca así el crecimiento económico. En efecto, un incremento permanente de la inversión pública eleva la rentabilidad de las infraestructuras, generándose un efecto riqueza en los agentes privados que, en el corto plazo, sustituyen ahorro por consumo y se reduce la acumulación de capital, esto es, la tasa de crecimiento de la economía.

La evidencia empírica proporcionada desde diversas aproximaciones metodológicas, aunque no resulta contundente, sí parece indicar un rechazo de la hipótesis de *crowding-out* en términos netos, es decir, la inversión pública estimula a la privada. Así, Aschauer (1989b) 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), con un modelo de expectativas racionales, 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 y entre 1970 y 1990, proporciona evidencia 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, encuentran 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 que el gasto público en infraestructuras de transporte y comunicaciones induce la inversión privada en los países en desarrollo.

Sin embargo, 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), aun reconociendo que la inversión pública estimula el crecimiento económico, indican también ésta ha expulsado inversión privada en México. Del mismo modo, y siguiendo una 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.

El artículo que en estas páginas se presenta pretende añadir evidencia empírica acerca de los efectos que la inversión pública ha tenido sobre la formación de capital privado en las regiones españolas. Dado que en un trabajo anterior (González-Páramo y Martínez, 2001) surgían dudas en torno a la trascendencia del esfuerzo inversor público en los procesos de crecimiento regional en España, cabe la oportunidad de preguntarse si la influencia del gasto público en infraestructuras ha afectado a la actividad económica a través de la inversión privada, en lugar de ejercer una influencia directa sobre la renta per cápita.

Las novedades que este artículo incorpora respecto al grueso de la literatura anterior son, en esencia, tres. En primer lugar, se realiza una traslación de la discusión sobre la existencia de efectos expulsión por parte del gasto público sobre la inversión privada a una dimensión regional; esta circunstancia no resulta habitual en la medida en que la mayor parte de los trabajos publicados adoptan un marco más agregado (nacional) en su análisis. En segundo lugar, la inversión pública se estudia con más detenimiento en una variedad de conceptos que enriquecen la interpretación de los resultados obtenidos: inversión pública directamente productiva, en educación, en sanidad, realizada en otras regiones o adyacentes (*spillovers*). En tercer lugar, se sigue una metodología de datos de panel en la estimación que ha sido complementada con contrastes de raíces unitarias para controlar la posible no estacionariedad de las series; al mismo tiempo, se emplea un contraste de especificación que supera en consistencia a otras aproximaciones; consideramos en este sentido que se trata de unas precauciones que no han sido tenidas en cuenta por estudios anteriores con la suficiente relevancia.

El siguiente apartado realiza una somera aproximación descriptiva a la evolución y distribución regional de la inversión pública directamente productiva y social, con especial atención a sus relaciones con la inversión privada. En el tercer apartado presenta y explica la especificación econométrica adoptada según el marco de los modelos de *crowding-out*. El cuarto apartado discute dos cuestiones relacionadas con los procedimientos de estimación: la estacionariedad de las series utilizadas y la existencia de correlaciones entre efectos individuales y regresores. Un

quinto apartado ofrece e interpreta los resultados alcanzados. Finalmente unas conclusiones cierran el trabajo.

## **II. Aproximación descriptiva a la inversión pública desde una perspectiva regional**

Dado el carácter primordial que la inversión pública representa en el diseño e implementación de las políticas regionales, constituye una tarea previa e indispensable el conocer siquiera de un modo somero la cuantía, evolución y reparto regional del esfuerzo inversor público en nuestro país. Sorprende en esta dirección la escasez relativa de trabajos publicados y ceñidos a la realidad regional española que discutan en profundidad la distribución regional del gasto público en capital.

Merecen destacarse, no obstante, las aportaciones de De la Fuente y Vives (1995) que, bajo un modelo de producción en dos etapas, analiza los efectos de la inversión pública en nuestro país según distintos escenarios de distribución regional de los fondos públicos durante la década de los ochenta, poniendo de manifiesto la aparición de un dilema entre los criterios de eficiencia y equidad; Sala-i-Martin (1997) discute esta última cuestión y concluye que si se pretende maximizar el producto nacional agregado y garantizar la eficiencia económica, el sector público debe invertir más en aquellas regiones que presenten una escasez de capital público en relación a su *stock* de capital privado, a la sazón las comunidades más ricas; Gil *et al.* (1997) analizan diversas propuestas de reparto basadas en el concepto de desarrollo potencial y las aplican al caso concreto del Fondo de Compensación Interterritorial; Bosch y Espasa (1999) estudian, por su parte, en qué medida la distribución territorial del gasto público en infraestructuras en la primera mitad de la década de los noventa responde a una serie de criterios de necesidad de inversión pública.

En este apartado se va a realizar una sucinta aproximación a la evolución de la inversión pública (directamente productiva y social) en nuestro país entre 1965 y 1995 desde una perspectiva regional. Dado que la finalidad última de este trabajo reside en verificar qué tipo de relaciones se han establecido entre el esfuerzo inversor del sector público y la inversión privada regional, una parte de la descripción que sigue considera también la formación bruta de capital privado.

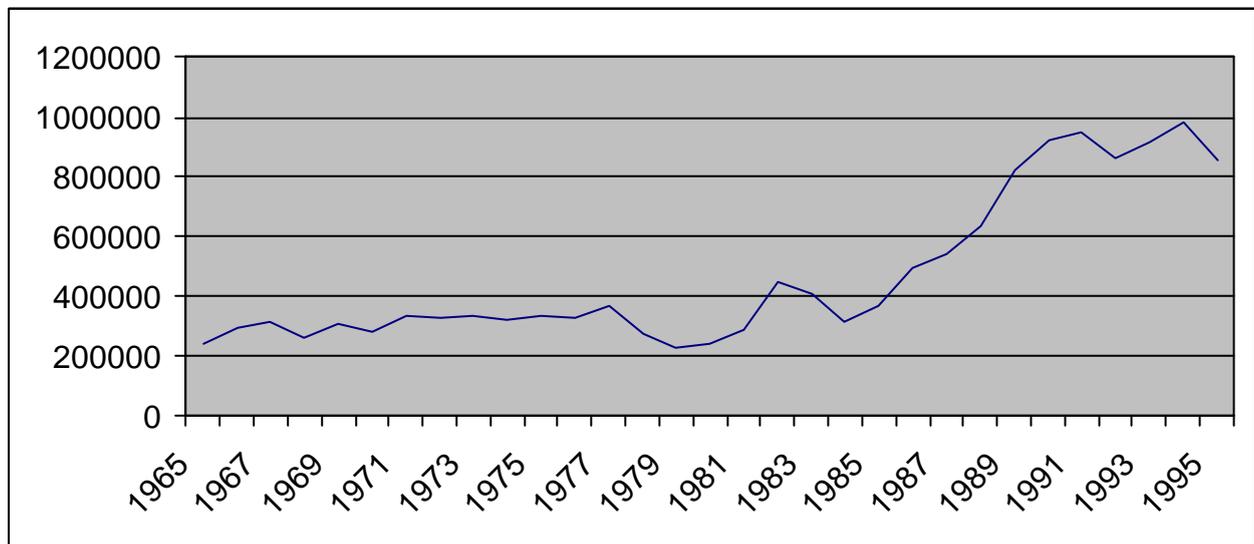
La fuente estadística de la que se han tomado los datos es la Base de Conocimiento Regional Sophinet. Tanto en Mas *et al.* (1996) como en Fundación BBVA (varios años) pueden encontrarse los criterios metodológicos que han guiado la elaboración de las series. Bajo la

rúbrica inversión pública directamente productiva se encuentra el gasto realizado por todas las Administraciones Públicas en carreteras, infraestructuras hidráulicas, puertos y estructuras urbanas (alumbrado público, saneamiento de aguas, ordenación urbana, etc.); la inversión pública social comprende la inversión en sanidad y educación llevada a cabo por todas las Administraciones Públicas; la inversión privada, por su parte, hace referencia a la formación bruta de capital fijo no residencial llevada a cabo por el sector privado de la economía. Todas las variables se encuentran medidas en pesetas constantes de 1986 y algunas de ellas tienen carácter bianual.

## II.1 Inversión pública directamente productiva

La evolución en el tiempo, así como la distribución regional de la inversión pública productiva en nuestro país, constituyen un punto de partida ineludible para evaluar si esta partida del gasto público ha mostrado un comportamiento paralelo al esfuerzo inversor privado. Una primera aproximación al fenómeno caracteriza la trayectoria seguida por la inversión pública nacional directamente productiva durante el periodo objeto de estudio. En este sentido, el gráfico 1 recoge la evolución de dicha variable en términos absolutos.

**Gráfico 1. Inversión pública productiva en España, 1965-1995. (Ptas. constantes de 1986)**



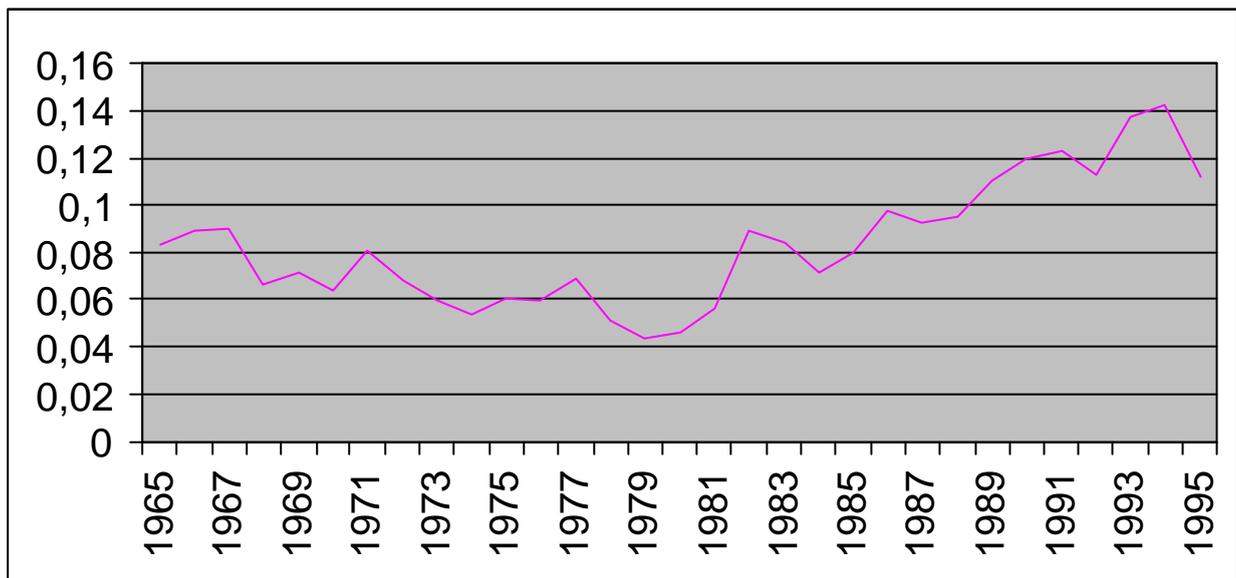
Fuente: FBBVA e IVIE.

Dos comentarios inmediatos se derivan de la observación del gráfico 1. El primero de ellos alude a la relativa estabilidad que sigue la inversión pública en nuestro país entre 1965 y los primeros años ochenta; hasta 1982 no se superan en ningún momento los 400.000 millones anuales de inversión pública productiva para el conjunto nacional, situándose el esfuerzo inversor del sector público en torno a los 300.000 millones de pesetas al año. El segundo aspecto descriptivo se

refiere a la etapa siguiente: desde mediados de la década de los ochenta hasta el final del periodo considerado la tendencia de la inversión pública productiva nacional ha sido al alza (coincidiendo con la entrada en la CEE y el impulso del Acta Única Europea a las políticas estructurales), con las excepciones de los años 1984, 1992 y 1995, en los que se produce un retroceso en la cuantía de aquella que rompe la tónica general del subperiodo.

No obstante, esta primera aproximación no nos proporciona información acerca de la importancia relativa que la inversión pública productiva ha supuesto respecto a la inversión privada. El gráfico 2 muestra ahora la trayectoria seguida por el *ratio* Inversión pública productiva/inversión privada en el conjunto nacional entre 1965 y 1995.

**Gráfico 2. *Ratio* Inversión pública productiva/inversión privada en España, 1965-1995.**  
(Ptas. constantes de 1986)



Fuente: FBBVA e IVIE.

Este gráfico nos permite, a la vez, matizar y confirmar alguna de las cuestiones anteriormente apuntadas. El primer matiz viene dado por el descenso del *ratio* Inversión pública productiva/inversión privada entre 1965 y el inicio de la década de los ochenta. Este hecho contrasta con la estabilidad en términos absolutos del gasto público en capital acaecida durante este subperiodo y pone de manifiesto que el esfuerzo inversor del sector público no ha sostenido las mayores tasas de crecimiento experimentadas por la inversión privada española; obsérvese que la inversión pública directamente productiva pasa de suponer algo más del 9 por ciento de la formación privada de capital en 1967 hasta valores próximos al 4 por ciento en 1979.

Sí se confirma, por otra parte, la mayor importancia cuantitativa de la inversión pública productiva a partir de los primeros años ochenta en relación a la inversión privada. Salvo en los años anteriormente señalados, el *ratio* del gráfico 2 muestra una trayectoria creciente en este segundo subperiodo también en términos relativos, alcanzando valores desconocidos hasta el momento (14 por ciento de la inversión privada en 1994)<sup>5</sup>.

Conviene ahora descender al nivel regional para ofrecer una sucinta panorámica de la distribución regional de la inversión pública. El siguiente cuadro muestra la proporción media que el gasto público en capital realizado en cada región ha representado sobre el volumen nacional entre 1965 y 1995.

**Cuadro 1. Participación media de la inversión pública productiva regionalizada en el total nacional, 1965-1995. (En %)**

Andalucía	17,65	Comunidad Valenciana	8,75
Aragón	5,68	Extremadura	3,96
Asturias	2,97	Galicia	5,75
Baleares	1,43	Madrid	7,56
Canarias	4,31	Murcia	2,76
Cantabria	1,46	Navarra	1,54
Castilla y León	9,18	País Vasco	5,83
Castilla-La Mancha	6,45	La Rioja	0,82
Cataluña	11,75	Total nacional	100

Fuente: FBBVA e IVIE.

Nota: La suma de los promedios regionales no coincide con el total nacional debido a la existencia de inversión pública total no regionalizada.

De la simple observación del cuadro 1 se advierte un primer grupo de regiones que, bien por su extensión, bien por el peso económico y demográfico que representan en el conjunto nacional, cuentan con los mayores volúmenes relativos de inversión pública: Andalucía, Cataluña, Castilla y León, Comunidad Valenciana y Madrid. Por otro lado, los territorios que menor importancia relativa han supuesto en el reparto nacional del gasto en capital de las Administraciones Públicas son comunidades autónomas uniprovinciales: Navarra, Cantabria, Baleares y La Rioja.

<sup>5</sup> Debe señalarse, no obstante, la considerable caída que este *ratio* experimenta en el último año del periodo objeto de estudio, 1995, de más de tres puntos porcentuales.

Sin embargo, esta primera aproximación a la distribución regional de la inversión pública productiva oculta diversas circunstancias. Una primera reside en que las medias anteriormente expuestas no reflejan la dinámica en el tiempo del esfuerzo inversor público. A esta sazón, el siguiente cuadro 2 recoge las tasas de crecimiento medio acumulativo experimentadas por la inversión pública en las distintas regiones.

**Cuadro 2. Tasas de crecimiento medio acumulativo de la inversión pública productiva por regiones, 1965-1995.**

Andalucía	5,66	Comunidad Valenciana	4,76
Aragón	1,57	Extremadura	2,95
Asturias	3,71	Galicia	5,73
Baleares	4,90	Madrid	2,77
Canarias	4,19	Murcia	7,84
Cantabria	5,43	Navarra	3,43
Castilla y León	2,73	País Vasco	4,27
Castilla-La Mancha	4,67	La Rioja	2,67
Cataluña	3,46	Total nacional	4,14

Fuente: FBBVA e IVIE.

Desde esta perspectiva temporal, aparecen ahora comunidades como Murcia, Galicia, Andalucía, Cantabria, Baleares, Comunidad Valenciana, Castilla-La Mancha, País Vasco y Canarias cuya tasa de crecimiento en lo que a inversión pública productiva se refiere se sitúa por encima de la media nacional. En el extremo opuesto se encuentran las restantes regiones, siendo especialmente reseñable el caso de Aragón, con una tasa de crecimiento del 1,5 por ciento. No se advierte pues, en este sentido, un patrón claramente definido para la evolución en el tiempo de la inversión pública regionalizada.

Con la intención de seguir profundizando en la dimensión regional del gasto público en capital y a fin de poner de manifiesto los vínculos entre inversión pública y privada, ofrecemos a continuación las cifras correspondientes al promedio del *ratio* entre inversión pública productiva y privada para cada una de las regiones a lo largo del periodo 1965-1995.

**Cuadro 3. Ratio medio entre inversión pública productiva e inversión privada  
por regiones, 1965-1995.**

Andalucía	0,11	Comunidad Valenciana	0,06
Aragón	0,13	Extremadura	0,16
Asturias	0,09	Galicia	0,08
Baleares	0,04	Madrid	0,05
Canarias	0,10	Murcia	0,09
Cantabria	0,09	Navarra	0,09
Castilla y León	0,12	País Vasco	0,08
Castilla-La Mancha	0,13	La Rioja	0,09
Cataluña	0,05	Total nacional	0,08

Fuente: FBBVA e IVIE.

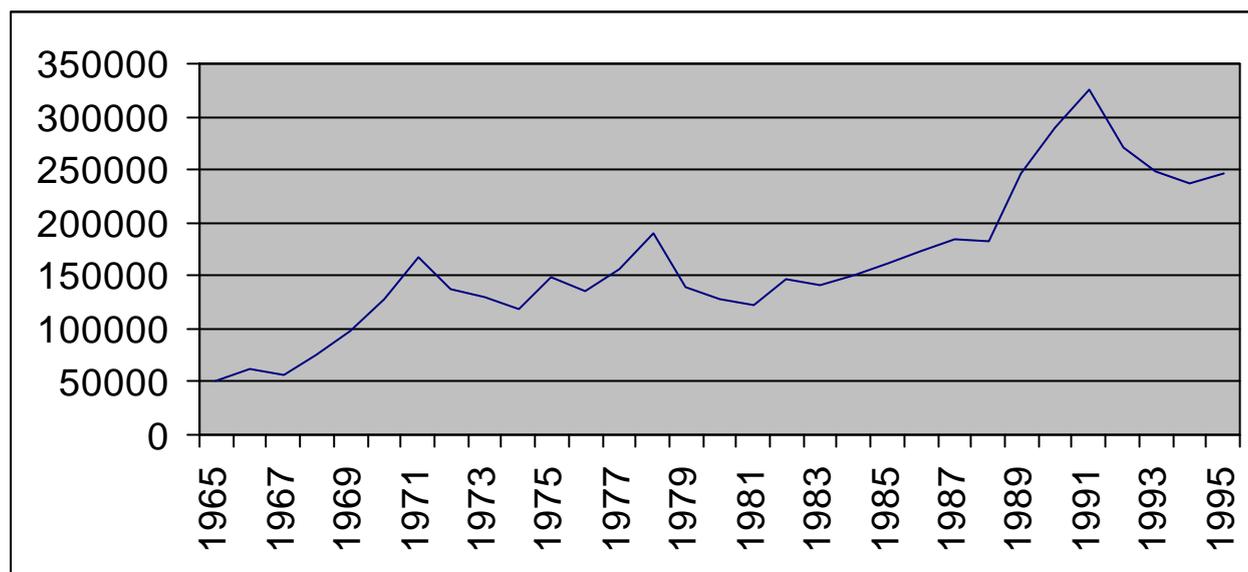
El cuadro 3 muestra cómo hay regiones donde la inversión pública productiva se ha concentrado con mayor intensidad (en relación a la inversión privada) –Extremadura, Aragón, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Andalucía- que en otras –Baleares, Madrid, Cataluña. Este resultado se encuentra en la línea ya esbozada en González-Páramo y Martínez (2001), solo que en ese caso en un contexto *stock*. En efecto, en dicha referencia se muestra, siguiendo una sugerencia de Sala-i-Martin (1997), que la inversión pública se ha concentrado en aquellas regiones donde el *stock* de infraestructuras en relación al *stock* de capital privado era relativamente alto. En la situación que ahora discutimos, con variables flujo, la interpretación es similar<sup>6</sup>.

## **II.2 Inversión pública social**

Este subapartado realizará un análisis similar al llevado a cabo anteriormente solo que centrado ahora en la inversión pública social, esto es, en educación y en sanidad. El gráfico 3 recoge la evolución en el tiempo de la magnitud absoluta de la inversión pública social en España entre 1965 y 1995.

<sup>6</sup> En este punto conviene precisar que la comparación regional de magnitudes absolutas de inversión, sin considerar, por ejemplo, las distintas intensidades factoriales en cada región de los procesos productivos hacia los que van dirigidos las inversiones, no distorsiona en modo alguno nuestro análisis. Ello se debe a que, implícitamente, estamos suponiendo que existe una relación directa y lineal entre capitalización de las actividades productivas (medida a través de la relación capital-trabajo) y necesidad de infraestructuras.

**Gráfico 3. Inversión pública social en España, 1965-1995. (Ptas. constantes)**

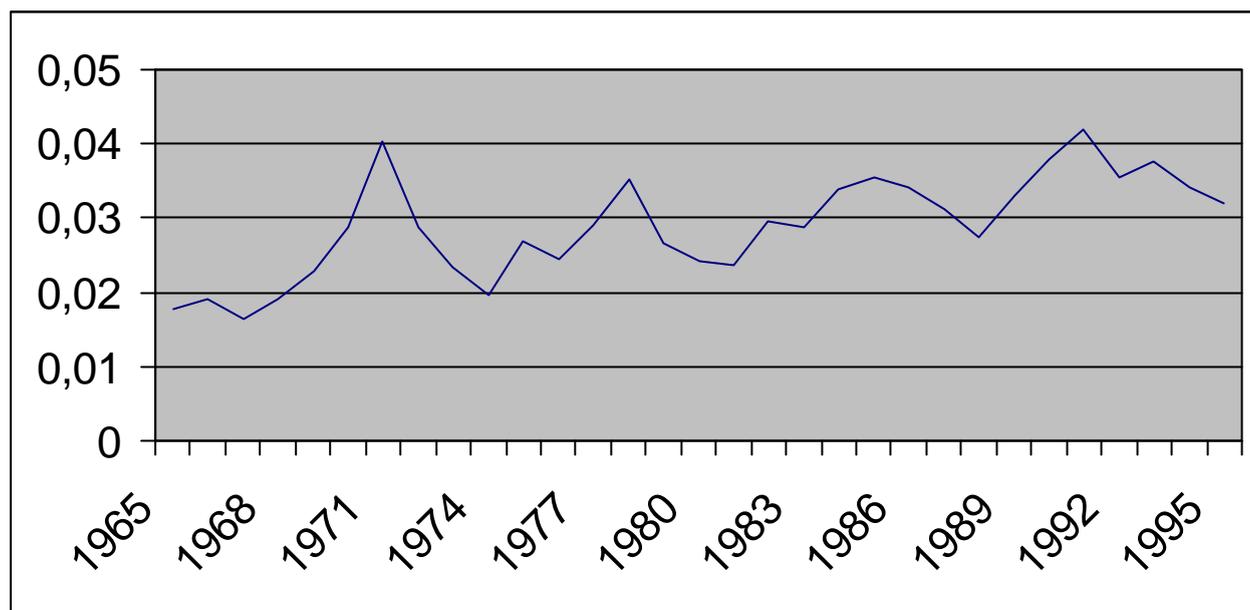


Fuente: FBBVA e IVIE.

De un modo claro, el volumen de inversión pública social presenta una cuantía sustancialmente menor que el de inversión pública productiva; en el año 1991 aquella alcanza su máximo nivel en una magnitud de 325.000 millones de pesetas, cifra esta superada por la inversión productiva en todos los ejercicios menos uno. En esta ocasión, la inversión pública social sigue una tendencia ligeramente al alza durante un primer subperiodo, que ahora se extiende desde 1965 hasta mediados de los años ochenta; no obstante, las oscilaciones son frecuentes, sobre todo durante la década de los setenta. A partir de 1988 tiene lugar un pronunciado ascenso del volumen total de inversión en capital social que se interrumpe bruscamente en 1992, cuando se inicia una etapa en la que el ritmo inversor se reduce primero y ralentiza su caída después.

Conviene ahora preguntarse por la cuantía relativa que la inversión pública social supone respecto al esfuerzo inversor privado. El gráfico 4 recoge la evolución en el tiempo del *ratio* inversión pública en sanidad y educación/inversión privada en el territorio nacional entre los años 1965 y 1995.

**Gráfico 4. Ratio inversión pública social/inversión privada en España, 1965.1995.**



Fuente: FBBVA e IVIE.

La trayectoria gráfica de la serie no permite apreciar una tendencia claramente definida, a pesar de que los mínimos del *ratio* Inversión pública social/inversión privada tienden a situarse en unos niveles crecientes con el transcurrir del tiempo. La proporción que supone el esfuerzo inversor del sector público en infraestructuras sociales respecto a la formación bruta de capital privado ha presentado una evolución muy fluctuante y no puede afirmarse que la inversión pública social haya caminado *pari passu* a la inversión privada. Queda la incógnita de si existen interrelaciones entre las respectivas tasas de inversión de ambas variables, circunstancia ésta que será estudiada con más detalle en el siguiente apartado.

Del mismo modo que anteriormente, y para una somera aproximación a la distribución regional de la inversión pública social, presentamos en el siguiente cuadro la cifra media que el gasto público social realizado en cada comunidad representa sobre el total nacional.

**Cuadro 4. Participación media de la inversión pública social regionalizada  
en el total nacional, 1965-1995. (En %)**

Andalucía	16,47	Comunidad Valenciana	9,42
Aragón	3,75	Extremadura	2,50
Asturias	3,12	Galicia	7,39
Baleares	1,70	Madrid	13,93
Canarias	4,25	Murcia	2,40
Cantabria	1,64	Navarra	1,68
Castilla y León	7,79	País Vasco	6,35
Castilla-La Mancha	3,90	La Rioja	0,72
Cataluña	12,92	Total nacional	100

Fuente: FBBVA e IVIE.

Nota: La suma de los promedios regionales no coincide con el total nacional debido a la existencia de inversión pública total no regionalizada.

El cuadro 4 pone de manifiesto un vínculo evidente: las comunidades autónomas más pobladas son las que reciben una proporción mayor de la inversión pública social en promedio durante el periodo considerado, a saber, Andalucía, Madrid, Cataluña, Comunidad Valencia y Castilla y León. No obstante, la relación no es completamente monótona pues regiones con menor población han recibido en media una mayor dotación de recursos para educación y sanidad (Madrid) que otras más pobladas (Cataluña).

A continuación, y para ilustrar cuál ha sido la evolución en el tiempo de la variable que estudiamos desde un punto de vista regional, hemos calculado la tasa de crecimiento anual media acumulativa de la inversión pública social para cada comunidad. Si bien se trata de una aproximación imperfecta, que oculta mucha de la riqueza dinámica que podría ser de interés en el análisis que seguimos, el alcance modesto de éste nos empuja hacia la mencionada opción.

**Cuadro 5. Tasas de crecimiento medio acumulativo de la inversión pública social por regiones, 1965-1995.**

Andalucía	3,11	Comunidad Valenciana	7,32
Aragón	3,48	Extremadura	3,47
Asturias	3,98	Galicia	6,09
Baleares	5,65	Madrid	5,73
Canarias	7,38	Murcia	5,54
Cantabria	4,41	Navarra	6,24
Castilla y León	3,05	País Vasco	4,83
Castilla-La Mancha	4,17	La Rioja	4,68
Cataluña	6,87	Total nacional	5,18

Fuente: FBBVA e IVIE.

Respecto a la tasa de crecimiento media nacional, ahora destacan por encima de la misma regiones como Canarias, Comunidad Valenciana, Cataluña, Navarra, Galicia y Madrid. En el extremo opuesto deben señalarse los casos de Castilla y León, Andalucía (que con la inversión pública productiva ocupaba las primeras posiciones), Aragón y Extremadura (ambas sustancialmente por debajo de la media cuando se analizaba la inversión pública productiva).

Por último, en nuestra somera aproximación descriptiva, ofreceremos datos sobre el promedio seguido por el *ratio* Inversión pública social/inversión privada en cada comunidad autónoma a efectos de discernir, a grandes rasgos, en qué medida existen diferencias regionales en la evolución conjunta de ambas variables.

**Cuadro 6. *Ratio* medio entre inversión pública social e inversión privada  
por regiones, 1965-1995.**

Andalucía	0,03	Comunidad Valenciana	0,02
Aragón	0,03	Extremadura	0,03
Asturias	0,03	Galicia	0,03
Baleares	0,02	Madrid	0,03
Canarias	0,03	Murcia	0,03
Cantabria	0,03	Navarra	0,03
Castilla y León	0,03	País Vasco	0,03
Castilla-La Mancha	0,02	La Rioja	0,02
Cataluña	0,02	Total nacional	0,02

Fuente: FBBVA e IVIE.

En esta ocasión, y al contrario de lo que sucedía cuando se trataba el caso del *ratio* Inversión pública productiva/inversión privada, el rango de variación entre los valores calculados para cada región se ha reducido considerablemente. Ahora todas las comunidades se encuentran en las proximidades del 0,02-0,03. Por su parte, a pesar de que no se informa de ello, a escala regional se reproduce el patrón fluctuante que presenta este *ratio* a lo largo del tiempo en una dimensión nacional.

En los siguientes apartados trataremos de hacer una aproximación empírica a los fenómenos descritos a partir de herramientas estadísticas más precisas.

### **III. Especificación del modelo**

Las anteriores observaciones acerca de la distribución de la inversión pública y privada en las regiones españolas ofrecen una primera aproximación descriptiva al comportamiento de ambas variables a lo largo del periodo objeto de estudio. Sin embargo, las relaciones causales que pudieran establecerse entre los dos tipos de inversión así como la participación de otras variables que, por el momento, el análisis ha desconsiderado, invita a la utilización de técnicas estadísticas más robustas que nos permitan arrojar evidencia empírica adicional a la ya mostrada.

En este sentido vamos a partir de un marco teórico neoclásico que nos permitirá especificar unas ecuaciones susceptibles de ser estimadas con posterioridad. Frente al planteamiento seguido en Barro (1981, 1989), Aschauer (1988) o Aschauer y Greenwood (1985) que, suponiendo una

economía perfectamente competitiva 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 representativos, se alcanza una especificación de las ecuaciones que explican la dinámica de la inversión privada según el comportamiento del sector público.

De una forma más concreta pueden escribirse las siguientes funciones de inversión privada y productividad del capital privado:

$$i = i(f_K, i_g, c_g) \quad (1)$$

$$f_K = f_K(K, K_g), \quad (2)$$

donde  $i$  es la inversión privada,  $f_K$  es la productividad marginal del capital privado,  $i_g$  es la inversión pública,  $c_g$  es el consumo público (o gasto público no productivo) y  $K$  y  $K_g$  son los *stocks* de capital privado y público, respectivamente, existentes en la economía.

Suponiendo mercados de bienes y factores funcionando bajo los postulados de la competencia perfecta, equilibrio presupuestario y una tecnología de producción dada por la forma funcional Cobb-Douglas en términos intensivos, se pueden extraer los siguientes resultados de estática comparativa (que, en esencia, coinciden con los derivados de los modelos de Barro, 1981, 1989, o Aschauer y Greenwood, 1985) para la ecuación (1):

- 1) La inversión privada mantiene una relación positiva y directa con la productividad del capital privado;
- 2) La formación de capital privado presenta una relación no unívoca respecto a variaciones en el volumen de inversión pública; por un lado, un incremento del esfuerzo inversor del sector público ha de asentarse en una superior recaudación impositiva que desincentiva el ahorro privado y con él la inversión<sup>7</sup>; a la vez, se altera el patrón de consumo intertemporal elegido por los agentes con lo que éstos reaccionan y reducen la inversión privada; por otro lado, también cabe la posibilidad de que la inversión pública sea complementaria de la privada, al

---

<sup>7</sup> Si apelamos a la aportación de Barro (1974) resulta indiferente en este punto que la financiación del gasto público se realice en el corto plazo a través de impuestos o vía emisión de deuda pública, en la medida en que existe una

afectar positivamente a la rentabilidad de ésta, y un mayor volumen de inversión pública ejerza un efecto positivo sobre la privada;

- 3) El impacto de un mayor consumo público puede ejercer igualmente un efecto ambiguo: por una parte, y del mismo modo que ocurría con la inversión pública, una elevación en el gasto corriente de la Administración conduce a mayores impuestos que reducen el ahorro y la inversión; sucedería algo similar si el consumo público es complementario del consumo privado; sin embargo, por otra parte, en caso de que el gasto corriente del sector público fuese sustitutivo del de las familias, el efecto de un mayor desembolso público en la compra de bienes y servicios y gastos de personal conduciría a una mayor inversión privada.

Respecto a la ecuación (2), el modelo teórico nos indica que la productividad del capital privado dependerá negativamente del *stock* de capital privado acumulado, en virtud de la presencia de rendimientos decrecientes para cada uno de los *inputs* considerados como argumentos de la función de producción neoclásica. Por su parte, el *stock* de capital público existente en la economía ejercerá un efecto positivo sobre la productividad del capital privado en la medida en que éste y las infraestructuras mantengan una relación de complementariedad.

A efectos de contrastar empíricamente los vínculos anteriores entre inversión pública e inversión privada, vamos a estimar con metodología de datos de panel las siguientes expresiones basadas en las funciones (1) y (2) y según las especificaciones al uso empleadas en la literatura:

$$\frac{i_{it}}{K_{it}} = \mathbf{b}_{0i} + \mathbf{b}_1 f_{K_{it}} + \mathbf{b}_2 \frac{i_{git}}{K_{git}} + \mathbf{b}_3 \frac{c_{git}}{K_{it}} + u_{it} \quad (3)$$

$$\ln f_{K_{it}} = \mathbf{b}_{0i} + \mathbf{b}_1 \ln \frac{K_{it}}{O_{it}} + \mathbf{b}_2 \ln \frac{K_{git}}{O_{it}} + u_{it}, \quad (4)$$

donde  $i_{it}$  es la inversión privada no residencial;  $K_{it}$  es el *stock* de capital privado no residencial;  $f_K$  es la productividad marginal del capital, que nosotros hemos aproximado a través de la productividad media<sup>8</sup>;  $i_{git}$  es la inversión pública productiva;  $K_{git}$  es el *stock* de capital público productivo;  $c_{git}$  es el consumo público que, debido a la inexistencia de datos regionalizados a lo largo de todo el periodo considerado, hemos optado por aproximar a través de los costes del

---

equivalencia entre deuda en el presente e impuestos futuros a fin de mantener la sostenibilidad del equilibrio presupuestario en un marco intertemporal.

<sup>8</sup> Esta alternativa es lícita en tanto en cuanto la tecnología de producción subyacente siga una función de producción Cobb-Douglas; en este caso, el producto medio es proporcional al producto marginal.

factor trabajo de los servicios públicos<sup>9</sup>;  $O_{it}$  es el volumen medio de ocupados en  $i$  durante  $t$ ;  $u_{it}$  es la perturbación aleatoria. Los subíndices  $i$  y  $t$  hacen referencia a la región y al año considerado. La utilización de econometría de datos de panel presupone la existencia de un efecto individual inobservable y que en nuestra especificación recogemos en el término  $b_{0i}$ .

Tanto una como otra ecuación son susceptibles de ser modificadas o ampliadas para recoger los efectos desbordamiento que la inversión pública realizada o el capital público instalado en otras regiones pudiera tener sobre la inversión privada o la productividad del capital privado de una región en concreto. Nosotros denotaremos como  $s_{1it}$  dicho efecto cuando el ámbito geográfico para los efectos desbordamiento sea el conjunto nacional menos la región  $i$  y como  $s_{2it}$  si nuestra zona de referencia para los *spillovers* es el de las regiones limítrofes a  $i$ . Del mismo modo, el concepto de inversión y capital público será ampliado en ambas ecuaciones al de carácter social, esto es, sanidad y educación; utilizaremos  $i_{dit}$  y  $K_{dit}$  para la inversión y *stock* de capital público en sanidad,  $i_{eit}$  y  $K_{eit}$  para los conceptos equivalentes en educación e  $i_{sit}$  y  $K_{sit}$  para la suma de ambos variables en la región  $i$  en el año  $t$ . El origen de los datos es la ya citada Base de Conocimiento Regional Sophinet.

#### **IV. Estimación econométrica**

Con carácter previo a la estimación directa de las ecuaciones (3) y (4) conviene obtener ciertas garantías estadísticas acerca de las condiciones en que se lleva a cabo la misma y la naturaleza de las series utilizadas. Para ello estudiaremos la estacionariedad de todas las series empleadas y la existencia de correlación entre los efectos individuales inobservables y el resto de regresores.

##### **IV.1 Estacionariedad de las series**

En primer lugar, conviene conocer cuál es el orden de integración de las series empleadas dado que si estamos en presencia de series no estacionarias corremos el riesgo de obtener regresiones espúreas en la medida en que no adoptemos las cautelas necesarias. La literatura econométrica sobre series temporales ha generalizado la utilización de los contrastes de Dickey-Fuller (DF, o en su versión ampliada, ADF) que, bajo distintas especificaciones, pueden acomodarse con relativo éxito a diferentes procesos generadores de datos. No obstante, desde una perspectiva de

---

<sup>9</sup> Los datos, inicialmente en pesetas corrientes de cada año, han sido convertidos en pesetas constantes de 1986 según el deflactor del VAB correspondiente al sector servicios.

datos de panel, en la que la reducida dimensión temporal de los datos cuestiona la potencia del clásico ADF, surge la necesidad de adoptar una estrategia alternativa.

Los trabajos pioneros de Quah (1990) y Levin y Lin (1992, 1993) pusieron de manifiesto con simulaciones *à la* Montecarlo las limitaciones del análisis clásico llevado a cabo por los contrastes de raíces unitarias en un contexto de panel, esto es, cuando existe un número reducido de observaciones temporales para cada individuo y efectos individuales inobservables. En particular, la aportación de Quah (1990) inicia la aplicación del estadístico DF en datos de panel, demostrando la distribución asintótica que sigue el mismo cuando las dimensiones temporal y de sección cruzada crecen de un modo arbitrario. Sin embargo, esta aproximación adolece, al menos, de dos limitaciones: por un lado, no permite la utilización de efectos fijos individuales en cada región y, por otro lado, la utilización de la metodología propuesta no es compatible con correlación serial en los residuos.

Los trabajos de Levin y Lin (1992, 1993) amplían el esquema seguido por Quah al permitir la utilización del contraste de raíces unitarias basado en el test ADF en contextos más generales. En concreto, estos autores muestran las propiedades asintóticas del estadístico en cuestión bajo diferentes especificaciones (efectos fijos individuales, efectos agregados comunes a todas las unidades muestrales, autocorrelación, etc.), obteniendo los valores críticos con que llevar a cabo la inferencia.

Sin embargo, tal y como señalan Maddala y Wu (1998), una limitación fundamental que presenta el contraste propuesto por Levin y Lin reside en el marcado carácter restrictivo de la hipótesis alternativa. Así, mientras la hipótesis nula que se pretende contrastar establece la existencia de una raíz unitaria en todas y cada una de las series correspondientes a todas las unidades muestrales, la hipótesis alternativa fija el que todas las series individuales siguen idéntico proceso estacionario. Esta circunstancia no es muy plausible en el trabajo aplicado, de ahí que la ya citada referencia de Maddala y Wu (1998) o Im *et al.* (1997) cuestionen el planteamiento anterior.

En este sentido, el último trabajo citado (Im *et al.*, 1997) reformula la hipótesis alternativa de un modo menos restrictivo: todas las series individuales son estacionarias pero sus coeficientes autorregresivos (distintos de cero y menores que la unidad) no tienen que coincidir entre sí. El contraste sugerido, además de incorporar la heterogeneidad de los individuos en mayor grado que el de Levin y Lin, presenta una mayor potencia.

De un modo más preciso, el contraste propuesto en Im *et al.* (1997) funciona del siguiente modo<sup>10</sup>. Para una muestra de  $N$  regiones con  $T$  observaciones anuales para una variable  $y_{it}$ , la regresión basada en el contraste ADF a estimar es:

$$\Delta y_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i y_{i,t-1} + \mathbf{d}_i t + \sum_{j=1}^{p_i} \mathbf{g}_{it} \Delta y_{i,t-j} + \mathbf{e}_{i,t}, \quad (5)$$

donde  $\mathbf{a}$  es una constante propia de cada individuo,  $t$  es una tendencia determinística,  $j$  es el orden de la regresión ADF (que permite controlar, automáticamente, la existencia de correlación serial en los residuos) y  $\mathbf{e}_{it}$  son los errores (independientemente distribuidos entre las unidades muestrales y en el tiempo, con media cero y varianza finita y heterogénea según los individuos), con  $i = 1, 2, \dots, N$  y  $t = 1, 2, \dots, T$ . La hipótesis nula que se establece es  $H_0: \mathbf{b}_i = 0$ , esto es, existencia de una raíz unitaria en cada una de las unidades de sección cruzada; por su parte, la hipótesis alternativa se define en los siguientes términos:  $H_1: \mathbf{b}_i < 0$ , "i, es decir, cada individuo sigue un proceso estacionario que no ha ser idéntico al de otro individuo.

La hipótesis nula es contrastada a partir de un estadístico  $\bar{t}$ , que no es sino una media de los convencionales estadísticos  $t$  obtenidos en regresiones ADF del tipo especificado en (5). Con la intención de controlar todo lo posible la existencia de correlación en las perturbaciones aleatorias, resulta conveniente transformar el anterior estadístico en uno que siga una distribución normal standard según la siguiente expresión:

$$\mathbf{y}_i^- = \left[ \sqrt{N} \left( \bar{t}_{NT}(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{a}}) - a_{NT} \right) \right] / \sqrt{b_{NT}}, \quad (6)$$

en la que los términos de ajuste  $a_{NT}$  y  $b_{NT}$  son definidos, respectivamente, como

$a_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0)]$  y  $b_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT}(p_i, 0)]$ ; estos valores, donde  $E[.]$  es la

media y  $\text{Var}[.]$  la varianza, han sido obtenidos a partir de simulaciones *à la* Montecarlo para distintas especificaciones de  $T$ ,  $N$  y  $p$ . Por supuesto, tal y como se dijo antes,

$\bar{t}_{NT}(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{a}}) = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{iT}$ , esto es, la media de cada uno de los estadísticos  $t$  correspondientes a las

regresiones ADF individualizadas para cada región. De otro lado,  $\mathbf{p}$  y  $\mathbf{g}$  son dos vectores columna

<sup>10</sup> Aplicaciones de este contraste de raíces unitarias para datos de panel pueden encontrarse en el terreno de la economía internacional, en particular en el campo de la paridad de poder adquisitivo y los tipos de cambio. Pueden consultarse, a título de ejemplo, los trabajos de Coakley y Fuertes (1997), Wu (2000), Fleissig y Strauss (2000), Choi (2001) o Chou y Chao (2001).

que recogen los retardos incorporados a la variable dependiente cuando ésta es utilizada como regresor en las expresiones ADF y los coeficientes estimados para éstas, respectivamente.

Para la correcta especificación de la expresión (5) han de tenerse en cuenta al menos dos circunstancias: la inclusión o no de elementos deterministas y el orden de retardo adecuados para controlar la correlación serial. Para resolver ambas cuestiones seguiremos la metodología convencional del análisis de series temporales. En concreto, respecto a la incorporación de constante y/o tendencia, hemos seguido la sugerencia de Perron (1988) y Dolado *et al.* (1990): partir del modelo más general, con todos los elementos deterministas, y si no rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria y la tendencia no es significativa, ésta desaparece de la especificación y repetimos el proceso para evaluar ahora la presencia de la constante, siempre que se acepte la hipótesis nula<sup>11</sup>.

Por su parte, la inclusión de retardos de la variable dependiente de (5) para controlar la correlación serial de los residuos se encuentra sujeta a una discusión similar. La incorporación de un número excesivo de retardos reduce la potencia del contraste ADF mientras que la alternativa contraria no garantiza el que toda la autocorrelación esté modelizada. La literatura ha sugerido comenzar con la incorporación de un número suficientemente elevado de retardos y utilizar algunos de los criterios de información habitualmente empleados (Akaike, Schwarz) o el simple estadístico *t* de Student para evaluar el orden autorregresivo adecuado. Nosotros hemos seguido esta última recomendación, aunque en cualquier caso siempre hemos mantenido un retardo dado que los indicios de autocorrelación eran evidentes en casi todas las regresiones y preferíamos perder potencia a que el contraste perdiese validez.

El cuadro 7 recoge los resultados alcanzados para el contraste de raíces unitarias de panel propuesto por Im *et al.* (1997) para cada una de las series empleadas en la especificación de las ecuaciones (3) y (4)<sup>12</sup>.

---

<sup>11</sup> El fundamento de esta estrategia reside en maximizar la potencia del contraste. Si un elemento determinista está presente en los datos y no es considerado en la regresión ADF, el contraste será inconsistente, de ahí que sea conveniente partir del modelo general. Por su parte, la inclusión no justificada de una constante y/o tendencia reduce la potencia del test y ello conduce, como es sabido, a la aceptación de una hipótesis nula que no es cierta.

<sup>12</sup> Recuérdese que, además de las variables que aparecen en (3) y (4), la estimación será ampliada a distintos conceptos de inversión y capital público social así como a diferentes modos de medir los efectos desbordamiento generados por infraestructuras sitas en otras regiones.

**Cuadro 7. Contraste de raíces unitarias de panel. Regiones españolas, 1965-1995**

	$\bar{t}$	$\mathbf{y}_t$		$\bar{t}$	$\mathbf{y}_t$
$\frac{i_{it}}{K_{it}}$	-2.180	-1.664*	$s_{lit}$	-2.321	-3.354**
$f_{it}^K$	-2.093	-1.305	$s_{2it}$	-2.453	-3.752**
$\frac{i_{git}}{K_{git}}$	-2.389	-3.478**	$\frac{i_{dit}}{K_{dit}}$	-1.860	0.140
$\frac{c_{git}}{K_{it}}$	-2.242	-1.786*	$\frac{i_{eit}}{K_{eit}}$	-2.537	-2.981**
$\ln \frac{K_{it}}{O_{it}}$	-1.697	-0.795	$\frac{i_{sit}}{K_{sit}}$	-2.166	-0.801
$\ln \frac{K_{git}}{O_{it}}$	-0.579	5.133	$\ln \frac{K_{dit}}{O_{it}}$	-2.348	-1.236
$\ln \frac{K_{sit}}{O_{it}}$	-2.306	-1.061	$\ln \frac{K_{eit}}{O_{it}}$	-2.347	-1.767*
$\ln f_{it}^K$	-2.118	-1.568			

Notas: Los valores de  $a_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0)]$  y  $b_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N Var[t_{iT}(p_i, 0)]$  han sido tomados de

Im *et al.* (1997), cuadro 2. (\*\*\*) significativo al 10 por ciento (5 por ciento). T=16 y N=17.

A grandes rasgos, y sin entrar en una descripción detallada de los resultados alcanzados, puede advertirse la existencia de un primer grupo de variables estacionarias (tasa de inversión privada, pública productiva y en educación, consumo público en relación al *stock* de capital privado, *spillovers* procedentes de las infraestructuras situadas en otras regiones y el capital público en educación por ocupado) que, básicamente, se corresponden con la ecuación (3). Un segundo grupo estaría conformado por variables como el *stock* de capital privado, público productivo, en sanidad y social (todos relativizados por el número de ocupados) así como las tasas de inversión pública en sanidad y social, vinculadas muchas de ellas a la especificación de la ecuación (4) y que no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. Finalmente, dos variables correspondientes a la productividad del capital privado (con y sin transformación logarítmica) si bien no pueden ser consideradas como estacionarias a los niveles de significación habituales, es preciso admitir que rechazaríamos la hipótesis nula si nos situamos en un entorno de significación más laxo (próximo al 15 por ciento).

## IV.2 Correlación entre efectos individuales y regresores

La segunda cuestión que con carácter previo a la estimación econométrica en sí queremos abordar se refiere a la posible existencia de correlación entre los efectos individuales inobservables y el resto de regresores. El contraste basado en la aportación de Hausman (1978) constituye la metodología clásica empleada en la literatura para proporcionar evidencia en torno a la existencia de dichas correlaciones<sup>13</sup>. Sin embargo, tal y como señalan Arellano y Bover (1990), en la medida en que exista autocorrelación en los residuos el contraste de Hausman pierde su significación.

Las primeras estimaciones de panel de las ecuaciones (3) y (4) presentaban un estadístico de Durbin-Watson no satisfactorio. En este sentido procedimos a un primer intento por corregirla a través del procedimiento de Cochrane-Orcutt que empeoró los resultados, poniendo de manifiesto que la renuncia a observaciones en paneles es especialmente gravosa. A fin de evitar la pérdida de la primera observación puede ponerse en marcha algún otro método correctivo de la autocorrelación que no provoque la pérdida de la primera observación, como el de Prais-Winsten; sin embargo, esta circunstancia complica la implementación de estimaciones basadas en Mínimos Cuadrados Generalizados, que es la estrategia seguida bajo un modelo de efectos aleatorios (Greene, 1993).

En consecuencia, decidimos finalmente adoptar la sugerencia recogida en Arellano y Bover (1990) y Arellano (1993) para contrastar la correlación entre los efectos individuales y el resto de regresores en presencia de matrices de covarianzas no escalares. Esta alternativa básicamente consiste en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de un sistema de ecuaciones ampliado, en el que aparece un primer grupo de ecuaciones en niveles para cada individuo y año y otro grupo de ecuaciones en primeras diferencias. Un contraste de significación de Wald sobre el vector de coeficientes correspondiente a los regresores diferenciados equivale al contraste de la hipótesis nula de ausencia de correlación entre efectos individuales y variables explicativas.

---

<sup>13</sup> Este contraste elabora un estadístico  $H = (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})' (\text{Var}(\mathbf{B}_{BN}) - \text{Var}(\mathbf{B}_{IG}))^{-1} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})$ , donde  $\mathbf{B}_{BN}$  es el estimador de Balestra-Nerlove y  $\mathbf{B}_{IG}$  es el estimador intragrupos del modelo de efectos fijos. Bajo la hipótesis nula, ambos estimadores son consistentes, con lo que  $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG}) = 0$  y  $H$  se distribuye como una  $\chi^2$  con  $k$  grados de libertad, donde  $k$  es el número de variables explicativas del modelo sin incluir los efectos individuales ni la constante; en tales condiciones se elige el estimador de Balestra-Nerlove por su mayor eficiencia relativa. Bajo la hipótesis alternativa (efectos individuales correlacionados con las variables explicativas), el estimador  $\mathbf{B}_{IG}$  continua siendo consistente aunque no eficiente.

Los valores obtenidos por los contrastes de Hausman y Arellano y Bond son presentados en las columnas correspondientes a las especificaciones de la ecuación (3) que se recogen en cuadro 8. Para aquellas estimaciones en las que ambos contrastes difieren acerca de la elección entre una estimación intragrupos o de efectos aleatorios, se ha optado por incluir las dos. Por su parte, dado que las estimaciones de la ecuación (4) –cuadro 9- se han llevado a cabo en primeras diferencias para solventar los generalizados problemas de no estacionariedad de que adolecían la mayor parte de sus variables, se eliminan de este modo los efectos individuales inobservables y desaparece así la disyuntiva entre efectos fijos y aleatorios que guió la estimación previa de (3). Todas las estimaciones de esta última realizan ponderaciones en la sección cruzada para controlar el distinto tamaño de las unidades muestrales y emplean la matriz de covarianzas de White para evitar problemas de heteroscedasticidad en las series individuales.

## **V. Resultados de las estimaciones**

En este apartado se presentarán las estimaciones correspondientes a las ecuaciones (3) y (4) así como extensiones de las mismas para incorporar nuevas variables que pudiesen influir en la inversión privada regional y su productividad. El cuadro 8 ofrece los coeficientes estimados para la ecuación (3) así como diversos estadísticos sobre la bondad del ajuste y la especificación del modelo; en este sentido, las especificaciones donde la discrepancia entre los contraste de Hausman y Arellano y Bond no permitía decidir con claridad la utilización del estimador intragrupos, han sido desagregadas en dos: modelo de efectos fijos y modelo de efectos aleatorios<sup>14</sup>.

---

<sup>14</sup> Considérese en este punto que el hecho de que la muestra incluya a todas la unidades de sección cruzada que forman parte de la población (muestra determinística), supone un indicio a favor del modelo de efectos fijos.



**Cuadro 8. Estimación de la ecuación (3). Regiones españolas (1965-1995).**

**Variable dependiente: Tasa de inversión privada**

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$f_{Kit}$	0.22** (0.01)	0.19** (0.02)	0.19** (0.02)	0.20** (0.02)	0.21** (0.02)	0.15** (0.01)	0.22** (0.01)	0.14** (0.01)
$\frac{c_{git}}{K_{it}}$	-1.08** (0.09)	-0.90** (0.11)	-0.96** (0.11)	-0.98** (0.11)	-1.09** (0.09)	-0.55** (0.99)	-1.05** (0.10)	-0.46** (0.08)
$\frac{i_{git}}{K_{git}}$	0.07** (0.01)	0.06** (0.01)	0.06** (0.01)	0.06** (0.01)	0.07** (0.02)	0.06 (0.04)	0.09** (0.02)	0.08* (0.3)
$\frac{i_{sit}}{K_{sit}}$		0.06** (0.01)						
$\frac{i_{dit}}{K_{dit}}$			0.03* (0.01)					
$\frac{i_{eit}}{K_{eit}}$				0.03** (0.01)				
S1it					0.009 (0.03)	0.08 (0.05)		
S2it							-0.05 (0.03)	0.03 (0.05)
R <sup>2</sup> ajustado	0.80	0.82	0.81	0.81	0.80	0.38	0.80	0.34
Hausman	223.86**	45.55**	41.97**	85.42**	126.10**	126.10**	136.92**	136.92**
Arellano-Bond	7.26*	26.70**	24.84**	18.10**	6.36	6.36	7.81	7.81
Nº observaciones	272	272	272	272	272	272	272	272

Notas: \*(\*\*) Significativo al 5 por ciento (1 por ciento). Los grados de libertad del estadístico de Hausman son 3 para la especificación [1] y 4 para las restantes. En las especificaciones de efectos aleatorios, recogidas en las columnas [6] y [8], no se informa del valor de la constante. Desviación típica entre paréntesis.

Los resultados de las distintas especificaciones recogidas en el cuadro 8 nos permite extraer los siguientes comentarios. En primer lugar, los signos de los coeficientes estimados se encuentran en general dentro de la lógica económica del modelo neoclásico esbozado en el apartado III; de otro lado, la significatividad estadística de aquellos se mantiene dentro de niveles satisfactorios. En concreto, tanto la productividad del capital privado como la inversión pública productiva aparecen con signo positivo y altamente significativas (salvo la tasa de inversión pública en los modelos de efectos aleatorios de las columnas [6] y [8])<sup>15</sup>; por su parte, el consumo público, cuyo efecto sobre la inversión privada quedaba indeterminado en el marco teórico esbozado antes, presenta en nuestras estimaciones un inequívoco valor negativo: el desincentivo sobre la inversión privada provocado por los impuestos necesarios para financiar el consumo público así como el posible grado de complementariedad de éste con el consumo privado parecen haber expulsado inversión privada, más allá del posible efecto *crowding-in* vinculado a la sustituibilidad que pudiera establecerse entre consumo público y privado.

En segundo lugar, tal y como se aprecia en las columnas [2]-[4], la inversión pública social ha ejercido un efecto positivo y significativo sobre la inversión privada regional a lo largo del periodo considerado. Recuérdese, no obstante, que tanto las tasas de inversión pública en sanidad como la llamada social (en sanidad y educación) presentaban evidencias de seguir un proceso autorregresivo de raíz unitaria; esto es, las estimaciones presentadas bajo las especificaciones [2] y [3] corren el riesgo de encontrarse contaminadas de lo que se ha venido en denominar regresión espúrea. La tasa de inversión pública en educación, por su parte, es claramente estacionaria a tenor de los resultados recogidos en el cuadro 7; en este caso se aprecia que el esfuerzo inversor del sector público en la formación de capital humano ha tenido un efecto positivo sobre la inversión privada y que podemos cuantificar en más de la mitad del correspondiente a la inversión pública directamente productiva.

En tercer lugar, las cuatro últimas columnas del cuadro 8 presentan resultados en torno al impacto que la inversión pública realizada en otras regiones puede tener sobre una comunidad autónoma de referencia. De esta forma hemos definido dos variables,  $s_{1it}$  y  $s_{2it}$ , que recogen, respectivamente, la tasa de inversión pública directamente productiva realizada en el total nacional con excepción de la región  $i$  y el concepto equivalente en las regiones geográficamente adyacentes<sup>16</sup>. Dada la discrepancia ya aludida en relación a la existencia de efectos individuales

---

<sup>15</sup> Téngase en cuenta, no obstante, que las series regionales de productividad del capital privado presentaban sólidos indicios de no estacionariedad (véase cuadro 7), lo que nos impone una cierta cautela en la interpretación del resultado alcanzado.

<sup>16</sup> Como ya se apuntó, para esta última variable y en el caso de Canarias y Baleares, se ha tomado el valor de  $s_{1it}$ .

correlacionados con el resto de regresores (y puesta de manifiesto en los contrastes *à la* Hausman y Arellano-Bond llevados a cabo), se ha optado por incluir los resultados de la especificación de efectos fijos y aleatorios. Tan solo los valores correspondientes al modelo de efectos fijos y la variable  $s_{2it}$  se encuentran dentro de los umbrales estadísticos que merece comentar (aunque no se informa de ello, el coeficiente de dicha variable resulta significativo al 10 por ciento).

Es posible hablar así de un efecto expulsión de la inversión privada realizada en una región como consecuencia de las inversiones públicas en infraestructuras efectuadas en regiones vecinas; ello puede insinuar la idea de que ha existido a lo largo del periodo considerado una circunstancia implícita –y, en la mayoría de los casos, no perseguida de forma deliberada- de competencia fiscal por el lado del gasto, esto es, de huida de bases imponibles (y actividad económica desde una perspectiva más amplia) a partir del impulso y desarrollo de infraestructuras en las comunidades adyacentes. Además, bajo esta circunstancia, se aprecia cómo la inversión pública localizada en la región  $i$  adquiere un valor más elevado que el obtenido en el caso en que la competencia regional vía dotación de capital público no era considerada de forma explícita en la estimación econométrica<sup>17</sup>.

A continuación nos detendremos en los resultados alcanzados en la estimación de la ecuación (4) que, como se recordará, recogía las variables que podían influir en la productividad del capital privado regional. Según la información proporcionada por los contrastes estadísticos de raíces unitarias para paneles implementados con anterioridad –y cuyos resultados se reflejaban en el cuadro 8-, la mayor parte de las series implicadas en la citada ecuación presentaban manifiestos síntomas de no estacionariedad. Ello no era así para la variable  $\ln \frac{K_{eit}}{O_{it}}$  y, en menor medida, para

$\ln f_{Kit}$ <sup>18</sup>. A pesar de estos dos casos puntuales (en los que, por otra parte, los niveles de significación en el rechazo de la hipótesis nula no son especialmente reducidos), hemos optado por llevar especificar el modelo en primeras diferencias, salvando de este modo las dificultades inherentes a la existencia de raíces unitarias a la vez que eliminando los efectos individuales inobservables. En este sentido, ahora no será necesario llevar a cabo los contrastes de ausencia de correlación entre éstos y el resto de regresores.

---

<sup>17</sup> Trabajos anteriores alcanzan resultados contrarios a los aquí presentados cuando abordan la cuestión de los efectos desbordamiento desde planteamientos alternativos. Son los casos de Moreno *et al.* (1997) o Gómez de Antonio (2001). Por su parte, Holtz-Eakin y Schwartz (1994) no detectan *spillovers* derivados de la red de autopistas interestatales norteamericanas sobre la productividad estatal.

El cuadro 9 recoge las estimaciones correspondientes a la ecuación (4) en primeras diferencias. Con carácter previo se estudiaron especificaciones alternativas a las recogidas en el cuadro que sigue, en especial las referidas a la incorporación de efectos *spillovers* de un modo similar al llevado a cabo en la ecuación (3), pero los evidentes problemas de multicolinealidad que generaba la inclusión de variables *stock* equivalentes a  $s_{1it}$  y  $s_{2it}$  sobre la dotación de capital público productivo por ocupado, nos hicieron desistir en nuestro propósito de medir los efectos de las infraestructuras sitas en otras regiones sobre la productividad del capital privado en el marco teórico que seguimos.

---

<sup>18</sup> Los indicios de no estacionariedad para la variable productividad del capital privado regional son más evidentes, como era de esperar, sin la transformación logarítmica a la que es sometida para su inclusión en la ecuación (4).

**Cuadro 9. Estimación de la ecuación (4). Regiones españolas (1965-1995)**

**Variable dependiente: Logaritmo de la productividad del capital privado regional  
(en diferencias)**

	[1]	[2]	[3]
$\Delta \ln \frac{K_{it}}{O_{it}}$	-0.60**(0.05)	-0.54**(0.04)	-0.60**(0.04)
$\Delta \ln \frac{K_{git}}{O_{it}}$	0.10**(0.03)	0.13**(0.03)	0.12**(0.03)
$\Delta \ln \frac{K_{sit}}{O_{it}}$	0.12**(0.03)		
$\Delta \ln \frac{K_{eit}}{O_{it}}$		0.06**(0.02)	
$\Delta \ln \frac{K_{dit}}{O_{it}}$			0.10**(0.01)
R <sup>2</sup> ajustado	0.41	0.39	0.42
Durbin-Watson	1.68	1.61	1.68
Nº observaciones	255	255	255

Notas: \*\* Significativo al 1 por ciento. Desviación típica entre paréntesis.

La estimación de la ecuación (4) permite extraer los siguientes comentarios. En primer lugar, todas las variables son significativas y con los signos esperados, esto es, la productividad del capital privado regional mantiene una relación inversa con el *stock* de capital instalado en la comunidad autónoma en virtud de la existencia de rendimientos decrecientes en todos y cada uno de los factores de producción.

En segundo lugar, se aprecia que las variables explicativas que miden los efectos del capital público sobre la productividad del privado presentan el impacto positivo que ha sido ilustrado en trabajos anteriores. Además, esta circunstancia podría mostrar un canal alternativo a través del cual la inversión pública influye sobre la renta per cápita; en efecto, esto podría hacer compatibles los resultados alcanzados en González-Páramo y Martínez (2001), en el que bajo distintas especificaciones econométricas se llegaba a la conclusión de que la inversión pública no había ejercido efecto positivo alguno sobre la renta per cápita regional entre 1965 y 1995, con los

fundamentos que respaldan la implementación de políticas regionales basadas en la provisión de capital público.

En tercer lugar, se pueden distinguir ligeras diferencias cuantitativas entre los distintos tipos de capital público considerados en las regresiones. Una de ellas viene dada por el mayor impacto que las infraestructuras sociales tienen sobre la productividad del capital privado en comparación con las infraestructuras directamente productivas; esta circunstancia, aunque algo llamativa, ya ha sido ilustrada en estudios anteriores desde otras perspectivas<sup>19</sup>. Por su parte, una vez desagregado el *stock* de capital público social en educación y sanidad, este último mantiene su importancia a la hora de determinar la productividad del capital privado mientras que las infraestructuras educativas reducen su impacto a la mitad del generado por el capital público directamente productivo<sup>20</sup>.

## VI. Conclusiones y extensiones

La inversión pública constituye uno de los principales ejes sobre los que giran las políticas de redistribución territorial, encaminadas a favorecer los procesos de convergencia real entre economías pertenecientes a un mismo ámbito político-económico. Ello puede atribuirse, en general, a la presunción de una relación directa entre gasto público en infraestructuras y crecimiento de la renta per cápita así como a la existencia de efectos incentivadores de la inversión pública sobre la acumulación de capital privado.

Esta última circunstancia constituye el objeto de estudio de este trabajo. En concreto, se ha pretendido contrastar si el esfuerzo inversor del sector público ha atraído o desplazado inversión privada en las regiones españolas a lo largo del periodo 1965-1995. Para ello se ha empleado el marco teórico standard de los modelos de efecto *crowding-out* de la política fiscal (que nosotros hemos desplegado en distintos conceptos de inversión pública) sobre las variables de la demanda agregada.

Tanto desde un punto de vista teórico como de los resultados que se desprenden de los trabajos empíricos puede hablarse de un doble efecto que el gasto público en capital puede ejercer sobre

---

<sup>19</sup> González-Páramo y Martínez (2001) y Rivera y Currais (2000) en un marco de crecimiento económico.

<sup>20</sup> Este menor efecto de las infraestructuras educativas regionales sobre la productividad del capital puede atribuirse parcialmente a la existencia de flujos migratorios interregionales de la mano de obra; esto provocaría que no fuese realmente determinante el que los trabajadores hayan sido formados en la región donde proporcionan sus servicios productivos junto al capital privado, sino que su inversión en capital humano podría haber tenido lugar en otra comunidad del Estado.

la formación de capital privado. Por un lado, la inversión pública altera el patrón de consumo intertemporal definido por los agentes privados que, para neutralizar este cambio, reducen su esfuerzo inversor; si, además, consideramos los desincentivos que la imposición derivada de esa necesidad de gasto público puede causar sobre el ahorro privado en un contexto de equivalencia ricardiana, queda respaldado un posible efecto *crowding-out* de la inversión privada por la pública. Por otro lado, en la medida en que las infraestructuras eleven la productividad del capital privado, un mayor gasto en aquellas puede estimular la formación bruta de capital por parte del sector privado de la economía; se trataría entonces de efecto *crowding-in* de signo opuesto al anterior. Queda por dilucidar, por tanto, cuál de los dos predomina en el caso que nos ocupa.

A partir de una especificación biecualcional de las relaciones anteriormente aludidas, hemos procedido a la estimación de las mismas con metodología de datos de panel. Con carácter previo, sin embargo, hemos contrastado la presencia de raíces unitarias en las series empleadas a fin de evitar que los resultados queden invalidados por regresiones espúreas; del mismo modo, hemos prestado especial atención a los problemas de consistencia derivados de las posibles correlaciones entre efectos individuales inobservables de las regiones y el resto de regresores.

Los resultados confirman en general lo predicho por el modelo teórico subyacente. En particular se detecta un efecto positivo de la inversión pública productiva sobre la tasa de inversión privada regional, poniendo de manifiesto el que ha predominado el efecto atracción sobre el de expulsión en las relaciones entre ambas variables. Otro tanto sucede cuando consideramos la inversión pública social, en especial la referida a inversión en educación. Respecto a las consecuencias de los efectos desbordamiento generados por infraestructuras sitas en otras regiones, el único resultado con garantías estadísticas sugiere la presencia de *crowding-out* como consecuencia de inversiones directamente productivas realizadas en regiones adyacentes.

En el caso de las variables susceptibles de influir sobre la productividad del capital regional privado y consideradas en este trabajo, hemos encontrado que tanto la inversión pública productiva como la realizada en educación y sanidad han ejercido un efecto positivo sobre la rentabilidad del capital privado.

En definitiva, este trabajo ha pretendido arrojar luz sobre un fenómeno que consideramos insuficientemente tratado: las relaciones que se establecen entre el esfuerzo inversor público y la inversión privada desde una perspectiva regional en nuestro país. Quedan, no obstante,

cuestiones sin respuesta que suponen el punto de partida de investigaciones futuras. De un modo no exhaustivo podemos mencionar algunos de los interrogantes que permanecen abiertos. Uno de ellos hace referencia a las mejoras econométricas que pueden introducirse en la estimación (por ejemplo, controlar la posible simultaneidad entre variables endógenas y exógenas). También podría pensarse en añadir calidad a la definición de alguna de las variables empleadas, a saber, la productividad marginal del capital o la *proxy* utilizada para consumo público, con la intención de aproximarlas al concepto real que pretenden medir.

En otro orden de cosas, cabría ampliar el horizonte temporal y la profundidad de trabajos anteriores que persiguen hacer explícitos los factores que explican la distribución de la inversión pública entre las distintas regiones españolas. Por otra parte, y dado que recientes trabajos están poniendo de manifiesto que la eficacia de la inversión pública depende de las dotaciones de otros factores de producción y localización (Moreno *et al.*, 1997; Boscá *et al.*, 1999), una extensión interesante vendría dada por la identificación y modelización de los complejos vínculos entre infraestructuras y capital privado.

## **Bibliografía**

- Ahmed, H. y Miller, S. M. (2000): "Crowding-out and crowding-in effects of the components of government expenditure", *Contemporary Economic Policy*, 18, pp. 124-133.
- Argimón, I., González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): *Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español*, D. T. Banco de España, nº 9424.
- Argimón, I., González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1997): "Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD countries", *Applied Economics*, 29, pp. 1001-1010.
- Arellano, M. (1993): "On the testing of correlated effects with panel data", *Journal of Econometrics*, 59, pp. 87-97.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): "La econometría de los datos de panel", *Investigaciones Económicas*, 14, pp. 3-45.
- Arrow, K. J. y Kurz, M. (1970): "*Public investment, the rate of return and optimal fiscal policy*", Johns Hopkins Press, Baltimore.
- Aschauer, D. A. (1988): "The equilibrium approach to fiscal policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, pp. 41-62.
- Aschauer, D. A. (1989a): "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, marzo, pp. 177-200.

- Aschauer, D. A. (1989b): “Does public capital crowd out private capital?”, *Journal of Monetary Economics*, 24, septiembre, pp. 171-188.
- Aschauer, D. A. y Greenwood, J. (1985): “Macroeconomic effects of fiscal policy”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 23, pp. 91-138.
- Barro, R. J. (1974). “Are government bonds net wealth?”, *Journal of Political Economy*, 81, 1095-1117.
- Barro, R. J. (1981). “Output effects of government purchase”, *Journal of Political Economy*, 89, 1086-1121.
- Barro, R. J. (1989): The neoclassical approach to fiscal policy, en Barro, R. J. (Ed.), *Modern business cycle theory*, Harvard University Press, Cambridge, Ma.
- Barro, R. J. (1990): “Government spending in a simple model of endogenous growth”, *Journal of Political Economy*, vol 98, nº 5, pp. 103-125.
- Boscá, J. E., Escribá, J. y Dabán, T. (1999): “Capital privado e infraestructuras en la producción industrial regional”, *Revista de Economía Aplicada*, 21, pp. 61-94.
- Bosch, N. y Espasa, M. (1999): “¿Con qué criterios invierte el sector público central?”, en Castells, A. y Bosch, N. (1999), *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Ariel Economía, pp. 150-177.
- Choi, I. (2001): “Unit root test for panel data”, *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 249-272.
- Chou, W. L. y Chao, C. (2001): “Are currency devaluations effective? A panel unit root test”, *Economics Letters*, 72, pp. 19-25.
- Coakley, J. y Fuertes, A. M. (1997): “New panel unit root tests of PPP”, *Economics Letters*, 57, pp. 17-22.
- Cuadrado Roura, J. R. (1994): “Cuatro décadas de economía del crecimiento regional en Europa: principales corrientes doctrinales”, en García Delgado, J. L. (coord.): *Economía española, cultura y sociedad, Homenaje a Juan Velarde Fuertes*, Eudema, 1994, Madrid, pp. 525-561.
- De la Fuente, A. (1996): “Capital público y productividad: un panorama de la evidencia empírica”, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, 757, pp. 25-40.
- De la Fuente, A. y Vives, X. (1995): “Regional policy and Spain: Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy: Evidence from Spain”, *Economic Policy*, 20, April 1995, pp.11-54.
- Dolado, J. J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): “Cointegration and unit roots: a surveys”, D. T. Banco España, nº 9005.

- Easterly, W. y Rebelo, S. (1993): "Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation", *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 458-493.
- Erenburg, S. J. (1993): "The real effects of public investment on private investment", *Applied Economics*, 25, pp. 831-837.
- Erenburg, S. J. y Wohar, M. E. (1995): "Public and private investment: are there casual linkages", *Journal of Macroeconomics*, 17, pp. 1-30.
- Fleissig, A. R. y Strauss, J. (2000): "Panel unit root test of purchasing power parity for price indices", *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 489-506.
- 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, pp. 985-994.
- Fundación BBV (1999): *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Serie Homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997*, varios tomos, Fundación BBV, Bilbao.
- Fundación BBV (2000): *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Año 1995 y avances 1996 a 1999*. 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.
- Gil, C., Iraizoz, B., Pascual, P. y Rapún, M. (1997): "Distribución de fondos regionales: una aplicación del potencial de desarrollo", *Información Comercial Española, Revista de Economía*, 762, pp. 111-124.
- Glamlich, E. M. (1994): "Infrastructure investment: A review essay", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXII, 3, pp. 1176-1196.
- González-Páramo, J. M. y Martínez, D. (2001): "Inversión pública y convergencia en las regiones españolas (1965-1995)", *mimeo*.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, 2<sup>nd</sup> Edition, Prentice Hall.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification test in econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1.251-1.271.
- Helmsing, A. (1999): "Teorías de desarrollo industrial regional y políticas de segunda y tercera generación", *Eure*, vol. XXV, nº 75, pp. 5-39.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1997): "Testing for unit roots in Heterogeneous panels", Discussion Paper, University of Cambridge.
- Levin, L. y Lin, C. F. (1992): "Unit roots test in panel data: asymptotic and finite sample properties", Discussion Paper 92-23, UCSD.
- Levin, L. y Lin, C. F. (1993): "Unit roots test in panel data: new results", Discussion Paper 93-56, UCSD.

- Maddala, G. S. y Wu, S. (1999): "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, pp. 631-652.
- Martínez, D. (2001): "Inversión pública y convergencia regional en España: una introducción empírica", *VIII Encuentro de Economía Pública*, Cáceres, 8-9 de febrero de 2001.
- Mas, M., Maudos, J. Pérez, F. y Uriel, E. (1996): "El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas", Fundación BBV, Bilbao.
- Mera, K. (1973): "Regional production function and social capital: an analysis of the Japanese case", *Regional and Urban Economics*, vol. 3, 2, pp.
- Monadjemi, M. S. (1996): *Public expenditure and private investment: a study of three OECD countries*, Studies in Economics, Departement of Economics, University of Kent.
- Moreno, R., Artís, M., López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997): "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth", *International Journal of Development Planning Literature*, 12 (1-2), pp. 81-108.
- Nazmi, N. y Ramírez, M. D. (1997): "Public and private investment and economic growth in Mexico", *Contemporary Economic Policy*, 15, 1, pp. 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, pp. 1325-1336.
- Perron, P. (1988): "Trends and random walk in macroeconomics time series: further evidence from a new approach", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.
- Pradhan, I., Ratha, D. K. y Sarma, A. (1990): "Complementary between public and private investment in India", *Journal of Development Economics*, 33, 1, pp. 101-116.
- Quah, D. (1990): "International patterns of growth: I. Persistence in cross-country disparities", MIT Working Paper, MIT.
- Ratner, J. B. (1983): "Government capital and the production function for U. S. private output", *Economic Letters*, 13, pp. 213-217.
- Rivera, B. y Currais (2000): "The contribution of publicly provided health to growth", *Estudios Economicos*, 30, 2, pp. 191-206.
- Sala-i-Martin, X. (1997): "És bo que el govern inverteixi sempre a les regions menys desenvolupades?", *Nota d'Economía*, 57, pp. 123-157.
- Wu, J-L. (2000): "Mean reversion of the current account: evidence from the panel data unit-root test", *Economics Letters*, 66, 215-222.