

Inversión pública y convergencia en las regiones españolas:

Una introducción empírica

Diego Martínez López *

Resumen

Este trabajo estudia las relaciones empíricas que se han establecido en las regiones españolas entre inversión pública y crecimiento de la renta per cápita entre 1965 y 1995. Para ello se utilizará un modelo de crecimiento neoclásico con capital público y humano y del que se deriva una ecuación de convergencia que será estimada a través de técnicas de datos de panel. Además de proporcionar evidencia a favor de la hipótesis de convergencia condicional, los resultados muestran un efecto negativo de la inversión pública en infraestructuras directamente productivas sobre la tasa de crecimiento económico regional. Por su parte, la inversión en educación, aunque poco significativa, y los recursos públicos destinados a sanidad ofrecen una correlación positiva con el incremento de la renta per cápita. Estimaciones alternativas para tratar la posible endogeneidad de algunas variables confirman el grueso de los resultados anteriores.

Palabras clave: inversión pública, convergencia, datos de panel.

Código JEL: H 54, O 40, R 53.

Abstract

This paper offers an introduction to the empirical relationships between public investment and regional economic growth in Spain over the period 1965-1995. We use a neoclassical theoretical framework with public and human capital. Next we derive a convergence equation that is estimated using panel data techniques. Our results suggest that public investment in core infrastructure has played a negative role in regional growth rates. In other hand, investments in education and health have had a positive impact on per capita income growth. When we have taken account of possible endogeneity problems, the main conclusions are maintained.

Keywords: public investment, convergence, panel data.

JEL Classification: H 54, O 40, R 53.

* Universidad de Jaén y Universidad Complutense de Madrid. Dirección para comentarios y críticas: Departamento de Economía Aplicada. Paraje Las Lagunillas, s/n. Edf. D-3. Universidad de Jaén. Telf.: 953 01 22 97. E-mail: dmlopez@ujaen.es. Agradezco los comentarios y sugerencias recibidas de José Manuel González-Páramo y Javier Rodero a versiones anteriores de este trabajo. Los errores que aún permanezcan son de mi exclusiva responsabilidad.

I. Introducción

La discusión en torno a los efectos de las políticas regionales sobre las tasas de crecimiento económico de los territorios más atrasados se ha visto estimulada en nuestro país desde mediados de los ochenta por, al menos, dos circunstancias de carácter institucional. La primera podríamos situarla en el proceso descentralizador del sector público acaecido en España desde finales de la década de los setenta. Este hecho puso de manifiesto de forma explícita la existencia de persistentes diferencias entre los niveles de renta per cápita de las distintas regiones, al mismo tiempo que proveyó de argumentos para el diseño y ejecución de políticas redistributivas desde un punto de vista regional. Una segunda circunstancia vendría dada por los efectos que la creciente integración económica y financiera en la que se encuentra inmersa la Unión Europea tendrá sobre las regiones periféricas, acelerando o ralentizando el proceso de convergencia.

Desde otro punto de vista, la evolución de las políticas regionales en Europa y en España ha conformado a la inversión pública en infraestructuras como el eje central de su actuación¹. Ello nos lleva a interesarnos por los efectos que el esfuerzo inversor de las Administraciones Públicas tiene sobre el crecimiento económico regional.

En la literatura académica ambas cuestiones han confluído en un tópico común que se ha estudiado, sin embargo, desde distintas perspectivas. Destacan, por un lado, los trabajos de Biehl (1986) y Vickerman (1991), entre otros. El primero elabora un índice regional de dotaciones en distintas infraestructuras que luego relaciona con el Producto Interior Bruto (PIB) per cápita, mostrando una elevada correlación positiva entre ambas variables. Vickerman (1991), por su parte, subraya igualmente la importancia de los sistemas de transporte en los procesos de producción, abaratando con ello los costes empresariales y ampliando los beneficios del mercado común a regiones geográficamente periféricas.

Por otro lado, los modelos de crecimiento económico también han tratado esta cuestión según la metodología que les es propia. Si bien la incorporación del capital público ya fue considerada en un modelo de crecimiento neoclásico por Arrow y Kurz (1970), no fue hasta el artículo seminal de Barro (1990) cuando comienza a estudiarse el tema con más profundidad. Coincidiendo con el inicio de una amplia literatura sobre las interrelaciones entre infraestructuras y actividad económica (Aschauer, 1989; Munnell, 1990), Barro construye un modelo de crecimiento

¹ Para un análisis más detallado de la evolución de las políticas regionales seguidas en Europa y España, véase por ejemplo Rodríguez (1995).

endógeno en el que la tasa de crecimiento de la renta per cápita es sostenida por la existencia de un bien público que proporciona servicios productivos al sector privado. Los avances teóricos en esta línea se sucedieron, con aportaciones novedosas sobre congestión (Glomm y Ravikumar, 1994; Fisher y Turnovsky, 1998), dinámica de transición al considerar el capital público como una variable estado susceptible de ser acumulada (Futagami *et al.*, 1993), implicaciones sobre el bienestar social (González-Páramo, 1995; Dasgupta, 1999), inclusión de otras partidas de gasto público (Bajo-Rubio, 2000) y distintos planteamientos fiscales en la obtención de recursos tributarios (Jones *et al.*, 1993; Marrero, 1999).

Los trabajos que dentro del marco de las teorías de crecimiento (fundamentalmente de corte neoclásico) han tratado de ofrecer respaldo empírico a la existencia de efectos positivos de la inversión pública sobre la tasa de crecimiento comprenden una amplia miscelánea. Barro (1991) señala la existencia de una débil relación negativa entre la inversión pública como porcentaje de la inversión privada y la tasa de crecimiento en un análisis de sección cruzada de casi 90 países entre 1965 y 1985. Evans y Karras (1994) muestran a través de un análisis de datos de panel que el capital público no afecta positivamente a un grupo de países de la OCDE a lo largo del periodo 1963-1983. Por el contrario, estudios como el de Knight *et al.* (1993) ofrecen evidencia a favor de una relación directa entre inversión pública y crecimiento. Galindo y Escot (1998), por su parte, proporcionan evidencia ambigua acerca de los efectos del capital público sobre la tasa de crecimiento anual de la renta per cápita en algunos países de la OCDE.

Desde una perspectiva regional, la abundancia de trabajos publicados que explícitamente relacionen inversión pública y crecimiento a través de la estimación de ecuaciones de convergencia es más limitada. Hulten y Schwab (1993), estimando una ecuación de convergencia para la industria manufacturera norteamericana, no detectan un efecto directo del capital público sobre la productividad durante el periodo 1970-1986. Thomas (1996), por su parte, evalúa la importancia del *stock* de infraestructuras sobre la tasa de crecimiento de setenta regiones europeas entre 1970 y 1991 y alcanza la conclusión de que, consideradas por categorías, las dotaciones regionales de infraestructuras de transporte, comunicaciones, energía o educación no ejercen un efecto significativo sobre el crecimiento de la renta per cápita, mientras que un indicador agregado de todas ellas sí se encuentra positivamente relacionado con el crecimiento.

Ciñéndonos a la realidad regional española Mas *et al.* (1994) encuentran evidencia a favor del efecto positivo del capital público sobre la convergencia regional en España durante el periodo 1955-1991, aunque realizando estimaciones por subperiodos el resultado no se mantiene y

Dolado *et al.* (1994) no hallaron ninguna capacidad explicativa para las infraestructuras de carreteras en las ecuaciones de convergencia estimadas para las provincias españolas entre 1955 y 1989. Asimismo, un reciente trabajo de Gorostiaga (1999), que emplea una metodología similar a la aquí utilizada, estima un efecto positivo aunque no significativo de la inversión pública sobre la tasa de convergencia. Por último, De la Fuente y Vives (1995), con un sencillo modelo de producción en dos etapas, reconocen la importancia de las dotaciones de capital público en la determinación de los niveles de renta per cápita regionales, aunque indican que el impacto de las políticas regionales en España durante los ochenta ha sido reducido.

El trabajo que aquí se presenta pretende arrojar alguna luz acerca de las relaciones empíricas que se han establecido en las regiones españolas entre inversión pública y crecimiento de la renta per cápita entre 1965 y 1995. Para ello se utilizará un modelo de crecimiento neoclásico con capital público y humano y del que se derivará una ecuación de convergencia. Ésta será estimada a través de técnicas de datos de panel que proporcionarán resultados acerca de la velocidad de convergencia y los coeficientes de las variables condicionantes. Entre las aportaciones novedosas que se incorporan en este trabajo se encuentran la consideración explícita de la inversión pública en un modelo de crecimiento a través de las infraestructuras y el capital humano, la separación entre ingresos públicos y gasto público productivo y los métodos de estimación estadística seguidos.

El segundo apartado presenta el marco teórico sobre el que se asentará la ecuación de convergencia a estimar. El apartado III describe el procedimiento de estimación así como los resultados obtenidos bajo distintas especificaciones. A continuación, se consideran las implicaciones econométricas que se derivan de la posible endogeneidad de alguno de los regresores, actuando en consecuencia. Finalmente, un apartado de conclusiones cierra el trabajo.

II. Planteamiento teórico

El marco teórico aquí utilizado se basa en el conocido modelo de crecimiento de Solow (1956) que es tratado desde un punto de vista empírico similar al de Mankiw *et al.* (1992). En este sentido, se considerará el concepto de convergencia condicional, esto es, se admite el que las economías (regionales) converjan en términos de renta per cápita pero lo hagan cada una a su propio estado estacionario. A continuación se presentará el modelo de crecimiento en su versión completa, esto es, considerando simultáneamente capital privado, público y humano como factores de producción, sin que ello impida que con posterioridad, en el análisis empírico, se

trabaje también con versiones más reducidas o alternativas del mismo. De igual modo, y si bien el planteamiento escogido aquí introduce el capital humano en la ecuación de convergencia como una tasa de acumulación, se estimará una expresión alternativa de aquella que incorpore a dicho factor de producción como una variable *stock*, tal y como se indicará oportunamente. Partimos, por tanto, de una función de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala y decrecientes en los factores acumulables para la región i en el momento t tal y como se define a continuación:

$$Y_{it} = (\Psi_{it} L_{it})^{1-\alpha-\beta-\gamma} (K_{it})^{\alpha} (G_{it})^{\beta} (H_{it})^{\gamma}, \quad (1A)$$

donde $\Psi_{it} = \psi_{i0} e^{xt}$ y $L_{it} = L_{i0} e^{nt}$, Y es el *output* regional, ψ_{i0} un parámetro que recoge características propias de la región i (acceso a la tecnología, dotaciones de recursos, instituciones, estructura productiva, etc.), L trabajo, K capital privado, G capital público productivo y H es el capital humano, con $\alpha + \beta + \gamma < 1$. Nótese que la tecnología y el trabajo crecen exógenamente a unas tasas constantes x y n , respectivamente².

Basándonos en el supuesto de rendimientos constantes a escala podemos reescribir dicha función de producción en términos de unidades efectivas de trabajo (simbolizadas con $\hat{\cdot}$):

$$\hat{y}_{it} = \left(\hat{k}_{it} \right)^{\alpha} \left(\hat{g}_{it} \right)^{\beta} \left(\hat{h}_{it} \right)^{\gamma}. \quad (1B)$$

A continuación, definimos las ecuaciones de movimiento para los tres factores de producción:

$$\begin{aligned} \dot{\hat{k}}_{it} &= (1 - \tau) s_i^p \hat{y}_{it} - (\delta + n_i + x) \hat{k}_{it} \\ \dot{\hat{g}}_{it} &= s_i^g \hat{y}_{it} - (\delta + n_i + x) \hat{g}_{it} \\ \dot{\hat{h}}_{it} &= s_i^h \hat{y}_{it} - (\delta + n_i + x) \hat{h}_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

² En un reciente trabajo (Martínez, 2000) se emplea una especificación similar de la función de producción pero admitiendo la posibilidad de efectos desbordamiento del capital público instalado en otras regiones. La estimación de la correspondiente ecuación de convergencia rechaza la presencia de dichos efectos, tanto para regiones adyacentes como para el total nacional en lo que a dotaciones de infraestructuras se refiere, con valores incluso negativos.

donde un punto sobre una variable denota diferenciación con respecto al tiempo. τ es la proporción de recursos (sobre la renta nacional) que el sector público recauda a través de impuestos para financiar su gasto (productivo y no productivo); s_i^p es la tasa constante de ahorro de la región i sobre la renta neta de impuestos; δ es la tasa de depreciación (constante y común); s_i^g es la fracción de renta invertida en capital público en i y la variable s_i^h es el concepto equivalente referido a la inversión en capital humano.

Es bien sabido que dicho sistema de ecuaciones puede expresarse en términos de tasas de crecimiento sin más que dividir ambos lados por la variable cuya dinámica se estudia y teniendo en cuenta la función de producción anteriormente definida. Fácilmente se obtiene, por tanto,

$$\begin{aligned}
\frac{\dot{\hat{k}}_{it}}{\hat{k}_{it}} &= (1 - \tau) s_i^p \hat{k}_{it}^{\alpha-1} \hat{g}_{it}^{\beta} \hat{h}_{it}^{\gamma} - (\delta + n_i + x) \\
\frac{\dot{\hat{g}}_{it}}{\hat{g}_{it}} &= s_i^g \hat{k}_{it}^{\alpha} \hat{g}_{it}^{\beta-1} \hat{h}_{it}^{\gamma} - (\delta + n_i + x) \\
\frac{\dot{\hat{h}}_{it}}{\hat{h}_{it}} &= s_i^h \hat{k}_{it}^{\alpha} \hat{g}_{it}^{\beta} \hat{h}_{it}^{\gamma-1} - (\delta + n_i + x)
\end{aligned} \tag{3}$$

Este nuevo sistema de ecuaciones nos permite calcular los valores en estado estacionario de las variables capital privado, público y humano así como de la renta, todas ellas en términos de unidades de eficiencia. De esta forma, igualando a cero las tres expresiones anteriores y resolviendo para las variables estado se alcanzan los siguientes valores:

$$\begin{aligned}
\hat{k}_i^E &= \left(\frac{\delta + n_i^E + x}{(s_i^g)^{\beta} (s_i^h)^{\gamma} (s_i^p)^{1-\beta-\gamma} (1-\tau)^{1-\beta-\gamma}} \right)^{-\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}} \\
\hat{g}_i^E &= \left(\frac{\delta + n_i^E + x}{(s_i^g)^{1-\alpha-\gamma} (s_i^h)^{\gamma} (s_i^p)^{\alpha} (1-\tau)^{\alpha}} \right)^{-\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}} \\
\hat{h}_i^E &= \left(\frac{\delta + n_i^E + x}{(s_i^g)^{\beta} (s_i^h)^{1-\alpha-\beta} (s_i^p)^{\alpha} (1-\tau)^{\alpha}} \right)^{-\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}},
\end{aligned} \tag{4}$$

donde los superíndices E hacen referencia al estado estacionario y, para facilitar la notación, sp , sg y sh son las tasas de ahorro privada, pública y en capital humano, respectivamente. Así, y sin más que sustituir en la función de producción, es posible encontrar una expresión para la renta en unidades de eficiencia en el estado estacionario:

$$y_i^E = \left(\frac{(sp^E)^\alpha (1-\tau)^\alpha (sg^E)^\beta (sh^E)^\gamma}{(\delta + n_i^E + x)^{\alpha+\beta+\gamma}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}}. \quad (5)$$

Como puede advertirse, el marco teórico seguido hasta el momento coincide con los resultados básicos del modelo de crecimiento neoclásico: el valor de la renta en el estado estacionario depende positivamente de las tasas de inversión en capital privado, público y humano así como de la proporción de recursos a disposición del sector privado de la economía después de haber detraído los impuestos; de forma equivalente, las variables que miden el crecimiento del trabajo en unidades de eficiencia y la depreciación del *stock* de capital, influyen negativamente en el nivel de renta de equilibrio estacionario.

Llegados a este punto nos encontramos ya en condiciones de derivar la ecuación de convergencia que estimaremos en el siguiente apartado. Si escribimos la tasa de crecimiento de la renta por trabajador en la región i como una ecuación diferencial logarítmica, obtenemos:

$$\frac{d \ln y_i}{d t} = \frac{d \ln \psi_i}{d t} + \alpha \frac{d \ln \hat{k}_i}{d t} + \beta \frac{d \ln \hat{g}_i}{d t} + \gamma \frac{d \ln \hat{h}_i}{d t}. \quad (6)$$

Por su parte, utilizando las expresiones de las tasas de crecimiento de los factores de producción recogidas en el sistema (3) y reescribiéndolas en términos de logaritmos, podemos alcanzar la siguiente expresión para la tasa de crecimiento de la renta en unidades efectivas de trabajo:

$$\frac{d \ln y_i}{d t} = \alpha \left[(1-\tau) s_i^p e^{(\alpha-1) \ln k} e^{\beta \ln g} e^{\gamma \ln h} \right] + \beta \left[s_i^g e^{\alpha \ln k} e^{(\beta-1) \ln g} e^{\gamma \ln h} \right] + \gamma \left[s_i^h e^{\alpha \ln k} e^{\beta \ln g} e^{(\gamma-1) \ln h} \right] - (\alpha + \beta + \gamma)(\delta + n_i + x) \quad (7)$$

Esta expresión es empleada para realizar una aproximación de Taylor de primer orden en torno a las variables en sus valores de estado estacionario. Para ello se calculan las derivadas de la anterior expresión respecto a las variables estado incluidas y se evalúan en los valores estacionarios de las mismas. Tras simplificar se obtiene la siguiente aproximación a la tasa de crecimiento de la renta por trabajador efectivo:

$$\frac{d \ln \hat{y}_{it}}{dt} \approx \alpha (\alpha + \beta + \gamma - 1) (\delta + n_i + x) \left(\ln \hat{k}_{it} - \ln \hat{k}_i^E \right) + \beta (\alpha + \beta + \gamma - 1) (\delta + n_i + x) \left(\ln \hat{g}_{it} - \ln \hat{g}_i^E \right) + \gamma (\alpha + \beta + \gamma - 1) (\delta + n_i + x) \left(\ln \hat{h}_{it} - \ln \hat{h}_i^E \right)$$

Si llamamos a $\lambda = (1 - \alpha - \beta - \gamma) (\delta + n_i + x)$ velocidad de convergencia hacia el estado estacionario, esta ecuación se reformula en términos más simples:

$$\frac{d \ln \hat{y}_{it}}{dt} \approx -\alpha \lambda \left(\ln \hat{k}_{it} - \ln \hat{k}_i^E \right) - \beta \lambda \left(\ln \hat{g}_{it} - \ln \hat{g}_i^E \right) - \gamma \lambda \left(\ln \hat{h}_{it} - \ln \hat{h}_i^E \right) = -\lambda \left(\ln \hat{y}_{it} - \ln \hat{y}_i^E \right) \quad (8)$$

De la ecuación diferencial (8) se desprende que

$$\ln \hat{y}_{it} = e^{-\lambda t} \ln \hat{y}_{it-T} + (1 - e^{-\lambda t}) \ln \hat{y}_i^E,$$

donde $\ln \hat{y}_{it-T}$ es el logaritmo de la renta per cápita al principio del periodo de duración T . Por último, considerando este resultado, el valor de la renta per cápita ajustada en términos de eficiencia dado por la expresión (5) y que la tasa de crecimiento de la renta puede aproximarse como una diferencia de logaritmos ($\ln \hat{y}_{it} - \ln \hat{y}_{it-T}$), llegamos a la ecuación de convergencia:

$$\ln \hat{y}_{it} - \ln \hat{y}_{it-T} = -\rho \ln \hat{y}_{it-T} + \rho \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \ln s_{it}^p + \rho \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \ln s_{it}^g + \rho \frac{\gamma}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \ln s_{it}^h - \rho \frac{\alpha + \beta + \gamma}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \ln (\delta + n_{it} + x) + \rho \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \ln (1 - \tau_t), \quad (9)$$

siendo $\rho = 1 - e^{-\lambda t}$.

La traslación de la anterior ecuación a otra escrita en términos de renta per cápita es inmediata si consideramos que:

$$\hat{\ln y_{it}} = \ln y_{it} - \ln \Psi_{i0} - xt,$$

con y representando ahora a la renta per cápita. Así, la ecuación de convergencia (9) quedaría como sigue:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-T} = & \rho \ln \psi_{i0} + \rho xt - \rho \ln y_{it-T} + \rho \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{it}^p + \rho \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{it}^g + \\ & \rho \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{it}^h - \rho \frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln (\delta + n_{it} + x) + \rho \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln (1-\tau_t) \end{aligned} \quad (10)$$

El planteamiento teórico formulado hasta el momento introduce algunos aspectos novedosos respecto al grueso de la literatura anterior. En primer lugar, incorpora de forma explícita al análisis de la convergencia regional el efecto que la inversión pública en capital productivo pueda tener sobre la tasa de crecimiento de la renta. En segundo lugar, la actuación del sector público se trata no sólo desde la vertiente del gasto sino que, simultáneamente, se consideran los impuestos que la intervención estatal en la economía conlleva, sin vincularlos exclusivamente al gasto público productivo. Por último, la presencia del parámetro A_{i0} , que recoge la posible existencia de efectos regionales no observables, conduce a la utilización de un planteamiento de datos de panel en la estimación de la ecuación de convergencia anteriormente obtenida.

III. Estimación de la ecuación de convergencia

La mayor parte de los trabajos empíricos publicados sobre crecimiento efectúan estimaciones de la velocidad a la que convergen las economías, así como del efecto que determinadas variables condicionantes ejercen sobre la tasa de variación de la renta per cápita, a partir de análisis de sección cruzada. Esta metodología supone la utilización de Mínimos Cuadrados Ordinarios sobre ecuaciones de convergencia que, si bien pueden admitir una especificación que recoja la existencia de distintos estados estacionarios para distintas economías, ignora la presencia de características inobservables y propias de cada nación o región que sesga los coeficientes estimados.

En este sentido, Islam (1995) replantea el modelo neoclásico en términos de datos de panel y muestra las diferencias que surgen entre las estimaciones tradicionales (encarnadas en el trabajo de Mankiw *et al.* (1992)) y la posibilidad de controlar los efectos regionales no observables. Entre las principales conclusiones alcanzadas por este autor destaca la mayor velocidad de convergencia obtenida, que supera sensiblemente el ya clásico 2 por ciento de los estudios de sección cruzada. Gorostiaga (1999) lleva a cabo un análisis similar para las regiones españolas, con un planteamiento teórico inicial muy similar al aquí seguido y que luego transforma para incorporar de un modo alternativo el capital humano en la función de producción. Sus resultados en términos de velocidad de convergencia son más elevados que los de Islam (1995) ya que alcanza valores en torno al 17-18 por ciento.

En este apartado se va a proceder a la estimación de la ecuación (10) con técnicas estadísticas de datos de panel. Aun tomando como base la citada ecuación, se han estudiado distintas especificaciones de la misma, partiendo de una modelización sencilla del proceso de crecimiento económico, con tan sólo capital privado, e incorporando con posterioridad capital público y humano. En este sentido, la variable tasa de inversión en capital humano s^h ha sido aproximada a través de medidas alternativas: ie es la inversión pública en educación, id en sanidad e is la suma de ambas; por su parte, h es una variable *stock* del nivel de capital humano (descrita, al igual que las anteriores, en el apéndice), lo que implica obviamente una ligera modificación algebraica en la expresión de la ecuación de convergencia obtenida anteriormente. Puesto que esta alternativa se encuentra desarrollada en otros trabajos (Mankiw *et al.*, 1992; Islam, 1995) remitimos al lector interesado a dichas referencias.

La muestra comprende 17 Comunidades Autónomas españolas a lo largo del periodo 1965-1995. A fin de controlar los efectos del ciclo se ha añadido a la especificación anterior la tasa de paro regional, así como una perturbación aleatoria que suponemos cumple los supuestos estadísticos habituales. Además, es preciso notar que dados los problemas de multicolinealidad que la variable x_t ocasiona en la estimación, sobre todo en el coeficiente de $(1 - \tau)$, y en menor medida respecto a y_{it-1} , hemos optado por eliminarla de las especificaciones consideradas. La elaboración de las variables empleadas al igual que las fuentes de las que han sido obtenidas se resumen en el apéndice de datos.

Con carácter previo es conveniente tratar la posible existencia de correlaciones entre los efectos inobservables y las variables explicativas. En este sentido, el contraste basado en la aportación de Hausman (1978) proporciona evidencia en torno a la existencia de dichas correlaciones. Los

valores alcanzados por el estadístico propio de este contraste han mostrado en las primeras estimaciones un sólido respaldo por el modelo de efectos fijos, esto es, por la estimación intragrupos del modelo³, tal y como se muestra en el cuadro 1. Por otra parte, todas las estimaciones se han realizado ponderando las observaciones en la sección cruzada para evitar heteroscedasticidad ligada al distinto tamaño de las unidades muestrales y se ha utilizado la matriz de covarianzas propuesta por White (1980), que permite realizar inferencias robustas incluso en presencia de heteroscedasticidad dentro de cada unidad muestral.

Como es habitual en trabajos empíricos sobre convergencia, los resultados que se presentan en el cuadro 1 imponen la restricción de que los coeficientes de las variables demográficas, tasa de inversión privada y tasa de inversión pública en infraestructuras y capital humano suman cero. Sin embargo, según muestran los valores del estadístico de Wald calculados, esta hipótesis no es aceptada de forma genérica en todas las especificaciones. Por otra parte, el cuadro 1 incluye también un contraste de la F para evaluar la significatividad conjunta de las variables ficticias estimadas para cada región, lo que no es más que el establecimiento de la hipótesis de que existen características propias e inobservables de las comunidades autónomas que influyen sobre la tasa de crecimiento de éstas, justificando así la utilización de técnicas de datos de panel⁴. Para las especificaciones (3)-(6) se rechaza la hipótesis nula de un único término constante a todas las regiones a un nivel de significación del uno por ciento. Por su parte, las dos primeras estimaciones no ofrecen un estadístico *F* lo suficientemente elevado como para justificar la utilización de *dummies* regionales; no obstante, y guiados en parte por la lógica económica que nos advierte de la existencia de características individuales y no controladas en nuestro análisis, y en parte para facilitar la comparación con las especificaciones posteriores, se ha optado por incluir los resultados del modelo que estima una constante para cada comunidad autónoma.

Asimismo el cuadro 1 presenta los valores del R^2 ajustado y del estadístico Durbin-Watson. El primero se considera en su versión corregida ya que ésta es neutral a la incorporación de nuevas

³ Este contraste elabora un estadístico $H = (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})' (\text{Var}(\mathbf{B}_{BN}) - \text{Var}(\mathbf{B}_{IG}))^{-1} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG})$, donde \mathbf{B}_{BN} es el estimador de Balestra-Nerlove y \mathbf{B}_{IG} es el estimador intragrupos del modelo de efectos fijos. Bajo la hipótesis nula, ambos estimadores son consistentes, con lo que $\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (\mathbf{B}_{BN} - \mathbf{B}_{IG}) = 0$ y H se distribuye como una χ^2 con k grados de libertad, donde k es el número de variables explicativas del modelo sin incluir los efectos individuales ni la constante; en tales condiciones se elige el estimador de Balestra-Nerlove por su mayor eficiencia relativa. Bajo la hipótesis alternativa (efectos individuales correlacionados con las variables explicativas), el estimador \mathbf{B}_{IG} continua siendo consistente aunque no eficiente.

⁴ Este contraste, tomado de Greene (1993), se formula a partir del estadístico $F = \frac{(R_u^2 - R_r^2) / (n - 1)}{(1 - R_u^2) / (nt - n - k)}$, donde R_u^2 y R_r^2 son,

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

variables, dado que si bien no estamos en presencia de modelos anidados en sentido estricto, la inclusión de nuevos regresores conforme avanzamos en la estimación puede sesgar al alza el valor del R^2 sin ajustar. De otro lado, el valor obtenido para el estadístico Durbin-Watson muestran que en general no existen indicios importantes de autocorrelación de primer orden en los residuos.

Cuadro 1: Estimación de la ecuación de convergencia. Regiones españolas (1965 - 1995)

Variable dependiente: Tasa media de crecimiento de la renta por activo en cada subperiodo.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\text{Log}(y_{i,t-T})$	-0.058 (-5.95)	-0.062 (-6.07)	-0.113 (-8.84)	-0.107 (-8.51)	-0.129 (-10.85)	-0.184 (-9.32)
$\text{Log}(s_{it}^p) - \log(n_{it} + x + \delta)$	0.032 (5.80)	0.025 (3.96)	0.033 (5.38)	0.036 (5.85)	0.032 (5.84)	0.036 (6.53)
$\text{Log}(s_{it}^g) - \log(n_{it} + x + \delta)$		0.006 (1.71)	-0.006 (-1.62)	-0.004 (-1.10)	-0.010 (-2.64)	-0.004 (-1.22)
$\text{Log}(is_{it}) - \log(n_{it} + x + \delta)$		0.002 (0.84)	0.007 (2.26)			
$\text{Log}(ie_{it}) - \log(n_{it} + x + \delta)$				0.0001 (0.05)		
$\text{Log}(id_{it}) - \log(n_{it} + x + \delta)$					0.014 (5.98)	
$\text{Log}(h_{it})$						0.048 (5.03)
$\text{Log}(u_{it})$	-0.0001(-0.10)	0.0002 (0.14)	-0.008 (-4.12)	-0.008 (-4.01)	-0.008 (-4.02)	-0.012 (-5.55)
$\text{Log}(1 - \tau_i)$			-0.265 (-7.40)	-0.252 (-7.09)	-0.292 (-8.53)	-0.102 (-2.19)
λ	0.029	0.032	0.059	0.056	0.069	0.101
α	0.35	0.26	0.22	0.25	0.19	0.166
β		0.06	- 0.04	- 0.02	- 0.06	- 0.01
γ		0.02	0.04	0.0006	0.08	0.22
R^2 ajustado	0.37	0.38	0.46	0.45	0.51	0.50
Durbin-Watson	1.73	1.79	1.80	1.76	1.86	1.51
Hausman	20.36 [0.000]	26.79 [0.000]	69.49 [0.000]	168.82 [0.00]	86.85 [0.000]	101.60 [0.00]
Wald (χ^2)	0.09 [0.75]	0.25 [0.61]	3.63 [0.05]	7.68 [0.005]	2.84 [0.09]	8.70 [0.003]
F	0.46 [16, 232]	0.69 [16, 230]	2.38 [16, 229]	2.08 [16, 229]	4.08 [16, 229]	3.72 [16, 229]

Notas: Estadísticos t entre paréntesis. Valor-probabilidad entre corchetes, salvo en la fila del estadístico F , en la que se recogen los grados de libertad del numerador y del denominador. El número de observaciones en todas las especificaciones es de 252 (véase apéndice).

Del cuadro 1 se desprenden un conjunto de comentarios acerca de las interrelaciones que se han establecido entre la convergencia regional en España a lo largo del periodo considerado y la actuación del sector público. En primer lugar, se confirma la existencia de convergencia condicional de las comunidades autónomas hacia sus respectivos estados estacionarios. La velocidad a la que tiene lugar dicho proceso comprende un rango entre el tres y el diez por ciento, según la especificación. Así, las versiones (1) y (2) se encuentran en la línea de estudios

como Barro y Sala-i-Martin (1999) que, con estimaciones de sección cruzada e incluyendo las migraciones interregionales pero sin inversión pública, alcanza cifras próximas al tres por ciento para las regiones españolas. Por su parte, las especificaciones (3)-(5) encuentran valores entre el cinco y el siete por ciento, que son las obtenidas por Dolado *et al.* (1994) en una estimación por Mínimos Cuadrados No Lineales y variables ficticias regionales de un modelo de Solow ampliado con inversión pública y/o migraciones y aplicado a las provincias españolas. Finalmente, la última especificación ofrece una tasa de convergencia del 10 por ciento, muy similar a la alcanzada por Islam (1995) para los países de la OCDE incorporando el capital humano como una variable *stock* y empleando técnicas de datos de panel como las aquí utilizadas.

En segundo lugar, deberíamos indicar que tanto la tasa de inversión privada como los indicadores de capital humano utilizados presentan los signos predichos por el modelo teórico. Respecto a la inversión privada y dado el carácter estructural de la ecuación estimada –lo que permite recuperar los coeficientes de los factores productivos en la función de producción– encontramos un amplio intervalo de valores para la elasticidad del *output* respecto al capital privado. Desde el 0.35 obtenido bajo la especificación más sencilla y prácticamente coincidente con las cifras clásicas de Mankiw *et al.* (1992) hasta estimaciones más reducidas de la elasticidad de la renta per cápita al capital como las presentadas en la columna (6). En este sentido, valores pertenecientes al intervalo 0.20-0.25 son los obtenidos en Islam (1995) con una estimación similar a la nuestra y nuevamente para la OCDE y en Dolado *et al.* (1994) para las provincias españolas.

El capital humano, por su parte, aparece con signo positivo en todas las especificaciones pero tan solo cuando se define como variable *stock* (columna (6)) o es aproximado a través de la inversión pública en sanidad (columna (5) y, en cierta medida, también (3)) adquiere significatividad estadística, siempre considerando los efectos del sistema fiscal sobre la acumulación de capital privado. En el primer caso la elasticidad que se desprende supera sensiblemente la magnitud obtenida en trabajos similares; para los valores obtenidos cuando el capital humano es incluido en términos de tasa, las elasticidades sí se encuentran ya en un rango comparable al de otros trabajos. Subrayar finalmente que la inversión pública en educación no resulta significativa en la explicación de la tasa de crecimiento de la renta per cápita regional, poniendo de manifiesto quizás las dificultades que otros investigadores ya han señalado a la hora de incorporar el capital humano a los procesos de crecimiento regional (Gorostiaga, 1999).

En tercer lugar, es preciso comentar los resultados obtenidos en relación a la formación de capital público productivo. De nuestro análisis se deriva una influencia nula –incluso negativa– de la inversión pública en infraestructuras sobre la tasa de crecimiento de las comunidades autónomas españolas. Aunque solo la columna (5) ofrece un coeficiente estadísticamente significativo a los niveles de confianza habituales, merece destacarse el signo negativo de cuatro de las cinco especificaciones en que aparece esta variable. Ello obliga a una reflexión adicional en la medida en que es comúnmente admitida la importancia que las dotaciones de capital público juegan en el desarrollo regional de un espacio geográfico determinado.

Dado que nuestra pretensión por el momento es más limitada tan solo apuntaremos dos circunstancias que la literatura ha señalado y que pueden explicar parcialmente esta nula influencia de la inversión pública sobre el crecimiento regional. Por un lado, puede tratarse de una cuestión técnica acerca del método de estimación seguido; en efecto, trabajos anteriores (Dolado *et al.* 1994; King y Levine, 1994) han puesto en duda la fiabilidad de los resultados estadísticos que no tienen en cuenta la posible endogeneidad de las tasas de inversión (pública y privada). Una aproximación por variables instrumentales podría corregir dicho problema, tal y como se propone en el siguiente apartado. Por otro lado, De la Fuente y Vives (1995) han explorado los criterios de asignación de la inversión pública en España así como su relación con la reducción de determinados desequilibrios a partir de 1980 y sus resultados apuntan hacia una limitada eficacia de la inversión pública sobre el crecimiento regional y el proceso de convergencia.

Por último, una breve interpretación de las dos variables restantes incluidas como regresores: proporción de renta a disposición del sector privado después de descontar los impuestos ($1 - \tau$) y tasa de paro u_{it} . Respecto a la primera, y aunque el modelo teórico anticipa un signo positivo para su coeficiente, el notable crecimiento experimentado por el sector público español durante el periodo considerado, en especial a partir de finales de los años setenta, justifica el que la evidencia empírica proporcione un valor negativo para dicha variable. En efecto, en la medida en que los ingresos recaudados por las Administraciones Públicas suponen un porcentaje creciente de la renta nacional/regional, la proporción de recursos con que cuenta el sector privado para la acumulación de capital se ha venido reduciendo y ello ha afectado negativamente al crecimiento. Además, el valor del coeficiente no coincide (en valor absoluto) con el previsto en la ecuación de convergencia ya que debería ser igual que el de la tasa de ahorro. Es preciso admitir en este

sentido que el modelo planteado no recoge toda la riqueza que la realidad presenta en torno a la ineficiencia de los impuestos⁵.

Por lo que se refiere a la variable tasa de paro, y puesto que su inclusión *ad hoc* tan solo perseguía capturar los efectos del ciclo, el signo negativo con que ha sido estimada en cinco de las seis especificaciones se encuentra dentro de la lógica económica.

IV. Una posibilidad alternativa: endogeneidad de los regresores

La posible endogeneidad de alguno de los regresores considerados en la estimación de la ecuación de convergencia anterior puede provocar que los coeficientes obtenidos no sean consistentes. Esta circunstancia podría explicar, al menos parcialmente, los resultados relativos a la nula significatividad de la variable inversión pública en infraestructuras e incluso su generalizado signo negativo. Como ya se ha señalado, la literatura sobre crecimiento ha mostrado en diversas ocasiones la sospecha de que la tasa de inversión privada pueda depender de la tasa de crecimiento de la renta; los trabajos de King y Levine (1994), Dolado *et al.* (1994) y Gorostiaga (1999) suponen una muestra de dicha afirmación. Por su parte, como es bien sabido, una importante crítica realizada a los trabajos seminales sobre los efectos del capital público en la actividad económica reside en la posible simultaneidad de la variable infraestructuras con la producción (véanse, en un sentido y otro, y a título de ejemplo, los trabajos de Aschauer, 1989; Munnell, 1990; Sturm, 1998), generando de esta forma una causalidad invertida que sesga la estimación.

En las líneas que siguen a continuación se va a ofrecer evidencia empírica complementaria a la ya mostrada en el apartado anterior pero realizando un esfuerzo adicional para tener en cuenta la posible endogeneidad de las variables tasa de inversión privada y pública (en infraestructuras y en capital público social). Con esta pretensión se sigue un planteamiento muy similar al de Gorostiaga (1999), que estima por variables instrumentales una ecuación de convergencia, y que nosotros ampliaremos al utilizar, además, el Método Generalizado de los Momentos (MGM) y contrastes sobre la idoneidad de los instrumentos y, en definitiva, la especificación del modelo.

De esta forma, vamos a tomar como especificación base la recogida en la columna (3) del cuadro 1 por considerarla lo suficientemente genérica como para ilustrar las implicaciones de la posible

⁵ Para un análisis más detallado de los efectos de la tributación sobre el crecimiento pueden consultarse los trabajos de Mendoza *et al.* (1997) y Doménech y García (1999).

endogeneidad que nos ocupa⁶. Como se recordará, los valores proporcionados por el estadístico de Hausman respaldaban con firmeza la existencia de correlaciones entre los efectos individuales de las regiones y el resto de regresores, lo que nos empujaba a la aplicación del estimador intragrupos sobre el modelo de efectos aleatorios. Es bien sabido que este procedimiento de estimación supone transformar el modelo en desviaciones con respecto a la media de cada comunidad autónoma, con lo que la perturbación aleatoria transformada incluiría errores pasados y futuros. Ello provoca, en definitiva, que la utilización de regresores retardados como posibles instrumentos no se conforme como la mejor opción. Utilizaremos, por tanto, la transformación de las variables en desviaciones ortogonales propuesta en Arellano (1988) que, si bien es cierto tiene su justificación inicial en modelos dinámicos, admite su utilización en otros contextos como el de la simultaneidad entre la variable endógena y los regresores (Arellano y Bover, 1990). La citada transformación expresa cada observación como su desviación ponderada respecto a la media de futuras observaciones de la misma unidad muestral⁷.

En otro orden de cosas, la construcción de la matriz de instrumentos ha seguido el anteriormente citado Método Generalizado de los Momentos. Dado que la naturaleza de este procedimiento de estimación reside en la minimización de las correlaciones muestrales entre regresores y residuos, su utilización en el contexto de variables instrumentales que nos ocupa nos permitirá generar un conjunto de instrumentos óptimo con el que obtendremos estimaciones eficientes y consistentes de los coeficientes de la ecuación de convergencia.

De otro lado, la posible presencia de heteroscedasticidad en la perturbación aleatoria invita a la utilización de estimadores MGM en dos etapas que utilizan una estimación previa de la matriz de covarianzas para conseguir ganancias de eficiencia. No obstante, distintas simulaciones *à la* Montecarlo han puesto de manifiesto que los errores típicos estimados bajo un procedimiento en dos etapas se encuentran sesgados a la baja, con lo que resulta recomendable para la inferencia

⁶ No obstante, se encuentran a disposición del lector interesado estimaciones completas de especificaciones alternativas que corroboran, en general, los resultados alcanzados para la ecuación que nos sirve de referencia.

⁷ De un modo más riguroso, una variable x_{it} transformada en desviaciones ortogonales hacia delante presentaría la siguiente expresión:

$$x_{it}^* = \left(x_{it} - \frac{x_{i(t+1)} + \dots + x_{iT}}{T-t} \right) \left(\frac{T-t}{T-t+1} \right)^{1/2} \text{ para } t = 1, 2, \dots, T-1.$$

Por otra parte, Arellano y Bover (1995) demuestran la equivalencia exacta entre el estimador intragrupos y la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios sobre el modelo transformado en desviaciones ortogonales para paneles equilibrados y la equivalencia asintótica para paneles no equilibrados.

basada en errores standard asintóticos tomar como referencia las estimaciones MGM de una etapa⁸.

En la medida en que existen más instrumentos disponibles que parámetros a estimar, el modelo se encuentra sobreidentificado. En este sentido, un contraste sobre las condiciones de sobreidentificación puede interpretarse como un contraste acerca de la validez del conjunto de instrumentos. Emplearemos, por tanto, un estadístico de Sargan para ofrecer evidencia empírica en una u otra dirección⁹. Por otra parte, teniendo en cuenta que el supuesto de no correlación serial en la perturbación es esencial para la consistencia de los estimadores que aquí se discuten, conviene contrastar esta hipótesis nula. Para ello adoptamos la estrategia sugerida en Arellano y Bover (1990) y Arellano y Bond (1991): si las perturbaciones no se encuentran serialmente correlacionadas, la serie de residuos diferenciados debería presentar una significativa correlación de primer grado mientras que no se deberían apreciar indicios algunos de correlación serial de segundo orden¹⁰. En los resultados que se ofrecen a continuación aparecen dos estadísticos (m_1 y m_2) ligados a ambas circunstancias y en ninguna de las ecuaciones estimadas la correlación supone problema alguno.

⁸ Véase para una discusión más profunda Arellano y Bond (1991). También Judson y Owen (1999) justifican el empleo del MGM en una etapa desde otro punto de vista: el menor sesgo que genera en paneles no equilibrados y de dimensión temporal próxima a 20.

⁹ Se define el estadístico de Sargan para el MGM en una etapa como: $S = (\hat{\sigma}_u^2)^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \hat{u}' \mathbf{K}' \mathbf{Z} \right] \mathbf{A} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i \mathbf{K} \hat{u} \right]$, donde $\hat{\sigma}_u^2$ es

la varianza estimada del término de error, \hat{u} es el residuo estimado, \mathbf{K} es una matriz de transformación de rango T-1 tal que \mathbf{K} premultiplicada por un vector columna de unos vale 0, \mathbf{Z} es la matriz de instrumentos y \mathbf{A} es la siguiente matriz $\left(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \mathbf{K} \mathbf{K}' \mathbf{Z}_i \right)^{-1}$. Bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos S se distribuye como una chi-cuadrado con tantos grados de libertad como restricciones de sobreidentificación. Para más detalles consúltese Arellano y Honoré (1999).

¹⁰ La expresión analítica empleada para el estadístico m_2 –que contrasta la correlación de segundo orden en los residuos- viene

dada por $m_2 = \frac{1}{\hat{\omega}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=4}^T \hat{v}_{it}^* \hat{v}_{i(t-2)}^*$, donde $\hat{\omega}$ es un estimador consistente de la varianza asintótica de

$N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=4}^T \hat{v}_{it}^* \hat{v}_{i(t-2)}^*$ y \hat{v}_{it}^* son los residuos estimados en primeras diferencias. En ausencia de correlación en los errores, este estadístico se distribuye como una $N(0,1)$.

Cuadro 2: Estimación de la ecuación de convergencia por variables instrumentales. Regiones españolas (1965 - 1995). Variable dependiente: Tasa media de crecimiento de la renta por activo en cada subperiodo.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\text{Log}(y_{i,t-T})$	-0.144 (-5.33)	-0.119 (-2.77)	-0.127 (-10.51)	-0.131 (-9.73)	-0.127 (-8.96)
$\text{Log}(s_{it}^p) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$	0.054 (4.45)	0.045 (2.69)	0.030 (5.03)	0.039 (5.73)	0.020 (3.70)
$\text{Log}(s_{it}^e) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$	-0.031 (-4.55)	-0.051 (-4.39)	-0.009 (-1.88)	-0.014 (-2.52)	-0.009 (-1.99)
$\text{Log}(is_{it}) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$	0.009 (1.02)	0.008 (0.61)	0.009 (3.15)	0.008 (2.92)	0.010 (4.08)
$\text{Log}(u_{it})$	-0.022 (-4.95)	-0.029 (-4.33)	-0.010 (-3.69)	-0.013 (-3.79)	-0.008 (-3.90)
$\text{Log}(1-\tau_t)$	-0.518 (-8.59)	-0.549 (-5.81)	-0.315 (-11.54)	-0.362 (9.44)	-0.291 (-9.33)
λ	0.077	0.063	0.067	0.070	0.067
α	0.306	0.371	0.194	0.237	0.134
β	-0.175	-0.420	-0.059	-0.087	-0.060
γ	0.051	0.066	0.057	0.051	0.078
RSS	0.117	0.175	0.081	0.085	0.082
m_1	3.022 [17]	2.049 [17]	3.194 [17]	3.362 [17]	2.858 [17]
m_2	0.480 [17]	0.163 [17]	-0.355 [17]	-0.023 [17]	-0.760 [17]
Sargan	65.27 [21]	30.25 [8]	150.22 [75]	136.77 [75]	144.81 [75]

Notas: Instrumentos incluidos en cada especificación:

(1) $\text{Log}(s_{it}^p) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$ con uno y dos retardos.

(2) $\text{Log}(n_{it+x+\delta})$ con un retardo.

(3) $\text{Log}(s_{it}^p) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$, $\text{Log}(s_{it}^e) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$ y $\text{Log}(is_{it}) - \text{log}(n_{it+x+\delta})$ con uno y dos retardos.

(4) $\text{Log}(n_{it+x+\delta})$, $\text{Log}(s_{it}^e)$ y $\text{Log}(is_{it})$ con uno y dos retardos.

(5) $\text{Log}(s_{it}^p)$, $\text{Log}(s_{it}^e)$ y $\text{Log}(is_{it})$ con uno y dos retardos.

Estadísticos t entre paréntesis y grados de libertad entre corchetes. RSS es la suma de los residuos al cuadrado. Los errores standard son robustos a la presencia de heteroscedasticidad El número de observaciones en todas las especificaciones es de 238, inferior a las consideradas en el cuadro 1 pues la transformación en desviaciones ortogonales supone reservar un año.

El cuadro 2 recoge cinco estimaciones de la ecuación de convergencia expresada con anterioridad y tomando como base la especificación (3) del cuadro 1, que incluía capital privado, público productivo y humano aproximado a través de la tasa de inversión en educación y sanidad, además de los efectos del sistema fiscal y de la tasa de paro para controlar el ciclo. Un primera impresión que subyace a la vista de estos nuevos resultados es su relativa similitud con los recogidos en la columna (3) del cuadro 1. En efecto, se mantiene la evidencia de β -convergencia condicional con velocidades de aproximación al estado estacionario entre el seis y el siete por ciento¹¹; de nuevo se obtienen valores negativos para el efecto de la inversión pública sobre la tasa de crecimiento regional y positivos para el capital humano, con una mayor

¹¹ La especificación (2) está muy próxima a una de las recogidas en Gorostiaga (1999) que, con un método de estimación similar al aquí seguido, alcanza valores más reducidos para las elasticidades del *output* respecto al capital, un efecto positivo de las infraestructuras sobre la tasa de crecimiento y negativo de la inversión en educación. La velocidad de convergencia, por su parte y como ya se comentó con anterioridad, alcanza una magnitud cercana al 18 por ciento.

significatividad estadística de los primeros. Los coeficientes estimados para las variables tasas de paro y proporción de renta a disposición del sector privado después de la recaudación impositiva continúan dentro de la lógica económica, aunque con una magnitud ligeramente más elevada.

Recordemos que el principal objetivo de la estimación por variables instrumentales (VI) llevada a cabo en este apartado residía en constatar si la posible endogeneidad de los regresores provocaba estimaciones inconsistentes. Se han utilizado para ello distintas matrices de instrumentos (véanse notas al cuadro 2) cuya validez ha sido rechazada de forma contundente por el contraste de restricciones sobreidentificadoras de Sargan¹²; si a ello añadimos lo comentado con anterioridad en relación a la similitud entre las estimaciones con y sin VI, no parece existir evidencia de la presencia de un problema grave de simultaneidad entre variables situadas a ambos lados de la ecuación de convergencia. Sí se aprecia, por el contrario, una notable sensibilidad de los resultados a la elección de la matriz de instrumentos, como puede comprobarse con claridad en las elasticidades del *output* respecto a los factores productivos que se derivan de la interpretación estructural del modelo estimado. El valor del coeficiente α , por ejemplo, oscila entre el 0.37 de la columna (2) y el 0.13 de la (5), según los instrumentos considerados.

Este rechazo de la hipótesis de endogeneidad para las variables inversión privada e inversión pública (en infraestructuras y en capital humano) no es una novedad en la literatura académica sobre el tema. De Long y Summers (1991), por una parte, ofrecen argumentos estadísticos con los que descartan la causación inversa entre tasa de crecimiento e inversión privada para una amplia muestra de países durante el periodo 1960-1985. Por otra parte, Clarida (1993), aunque reconoce ciertos indicios de endogeneidad entre capital público y productividad, muestra resultados basados en un modelo de cointegración estimado por máxima verosimilitud en el que se desconsidera esta posibilidad para cuatro grandes países de la OCDE. En Hulten y Schwab (1993) también se excluye la endogeneidad de capital público y privado en la estimación de una ecuación de convergencia para la industria manufacturera norteamericana.

Por tanto, llegados a este punto, estamos en condiciones de afirmar -con todas las precauciones que se derivan de las limitaciones de este trabajo¹³- que la inversión en capital público

¹² Los resultados se mantienen en general para distintas definiciones del conjunto de instrumentos, a disposición del lector que las requiera.

¹³ Somos conscientes de que se están omitiendo aspectos de notable trascendencia en el proceso de convergencia regional acaecido en nuestro país a lo largo de las últimas décadas. En particular, pueden consultarse los trabajos de Dolado *et al.* (1994) y Raymond y García (1995) sobre el efecto de los flujos migratorios en la tasa de crecimiento, De la Fuente (1997) y Serrano

directamente productivo no muestra una correlación positiva con la tasa de crecimiento de las regiones españolas entre 1965 y 1995. Mas *et al.* (1994), aunque reconocen el hecho de que regiones con dotaciones iniciales de capital público superiores a la media han experimentado tasas de crecimiento más elevadas, encuentran para el periodo 1967-1979 un efecto negativo (y no significativo) de dichas dotaciones sobre el aumento del Valor Añadido Bruto regional; del mismo modo, para siguiente subperiodo de 1979-1991, el efecto aunque positivo tampoco es significativo desde el punto de vista estadístico. El ya citado trabajo de De la Fuente y Vives (1995) pone de manifiesto igualmente el reducido impacto que la inversión pública realizada durante los años ochenta tuvo sobre la reducción de los desequilibrios territoriales.

En relación al esfuerzo inversor de las Administraciones Públicas en educación y sanidad, variables éstas utilizadas para aproximar la tasa de acumulación de capital humano, parece confirmarse el efecto positivo de dicha variable sobre el crecimiento regional a lo largo del horizonte temporal objeto de estudio. Por su parte, en las regresiones con variables instrumentales también surgen ciertas dudas en torno a la significatividad de los coeficientes estimados.

V. A modo de conclusión

Las políticas regionales de la mayoría de las economías occidentales concentran sus esfuerzos en la provisión de un nivel de infraestructuras que garantice el establecimiento de unas condiciones mínimas adecuadas para el desarrollo de la actividad económica. Dicha estrategia se fundamenta en el reconocimiento de una relación directa entre capital público y tasa de crecimiento de la renta per cápita.

El estudio de los efectos de la inversión pública sobre el crecimiento económico ha recibido una considerable atención desde el mundo académico a partir de los primeros años noventa. A la aparición de modelos teóricos que describían un vínculo positivo entre ambas variables siguieron estudios que desde una perspectiva empírica procedían a estimar ecuaciones de convergencia bajo distintas especificaciones y métodos. Los resultados en este terreno no han sido tan unánimes como en el plano teórico.

(1999) acerca de la difusión tecnológica y la importancia de la estructura sectorial de las regiones en un marco de crecimiento, o Gorostiaga (1999) que vincula capital humano y tasa de acumulación de la tecnología.

En este trabajo se ha presentado un modelo de crecimiento neoclásico con capital público y humano, aproximados éstos últimos a través de la inversión pública en infraestructuras, sanidad y educación; se considera también la influencia que el sistema fiscal ejerce sobre el proceso de acumulación de capital privado. Expuesto el marco teórico, hemos derivado una ecuación de convergencia que ha sido estimada con datos de las regiones españolas durante el periodo 1965-1995 empleando técnicas estadísticas de datos de panel, lo que nos permite controlar la presencia de características inobservables propias de cada región.

Una primera batería de resultados respalda la hipótesis de convergencia condicional entre las comunidades autónomas españolas, con tasas de velocidad hacia el estado estacionario situadas en general en torno al 5-7 por ciento. Los signos de los coeficientes estimados se corresponden con los predichos por el modelo teórico, salvo para el caso de la inversión pública en infraestructuras directamente productivas, donde se obtiene evidencia empírica acerca del efecto negativo de esta variable sobre la tasa de crecimiento económico regional, aunque con una limitada significatividad estadística. Por su parte, la inversión en educación, aunque positiva tampoco es significativa, y los recursos públicos destinados a sanidad sí ofrecen una sólida correlación positiva con el incremento de la renta per cápita.

Ante las dudas planteadas por algunos autores acerca de la posible endogeneidad de variables como inversión privada y/o pública en las regresiones de convergencia, se han realizado estimaciones por variables instrumentales que persiguen evitar este problema. Tras adoptar las cautelas adecuadas, se presentan resultados para distintas especificaciones de la matriz de instrumentos, confirmándose en general los resultados anteriores y adquiriendo el coeficiente negativo estimado para la inversión pública una significatividad estadística de la que antes carecía.

En definitiva, se ha pretendido realizar una introducción a las relaciones entre inversión pública y crecimiento económico a partir de la evidencia proporcionada por las regiones españolas entre 1965 y 1995. Quedan abiertas, por tanto, una serie de cuestiones alrededor de los determinantes últimos de la inversión llevada a cabo por las Administraciones Públicas para corregir desequilibrios territoriales, así como de la eficacia de la misma. Preguntas sobre la magnitud adecuada que debe alcanzar el esfuerzo redistributivo de la política regional a través de la formación de capital público o sobre los criterios seguidos en el pasado para asignar recursos de esa naturaleza desde un punto de vista geográfico, constituyen un estimulante punto de partida para investigaciones futuras.

Apéndice de datos

El objetivo de este apéndice es ofrecer información acerca de la naturaleza de las variables empleadas así como de las fuentes estadísticas de las que nos hemos nutrido. La variable y_{it} corresponde al PIB per cápita regional por activo, con observaciones bianuales. La elección del concepto de población activa para relativizar la riqueza de las comunidades autónomas no ha sido arbitraria; tras haber utilizado cifras correspondientes a la población ocupada y a la población en edad de trabajar, hemos comprobado que el mejor comportamiento del modelo en las estimaciones sucedía con la población activa; esta circunstancia era especialmente evidente si nuestra pretensión era controlar los efectos del ciclo a través de la tasa de paro de cada comunidad (u_{it}), ya que algunos trabajos apuntan la posibilidad de que los diferenciales regionales en las cifras de desempleo tengan trascendencia sobre el proceso de convergencia regional en España (Bentolila y Jimeno, 1995; Raymond y García, 1995).

La variable s^p_{it} (tasa de ahorro en el modelo teórico) ha sido aproximada a inversión privada como porcentaje del PIB. Por su parte, s^g_{it} es la proporción de inversión pública productiva (carreteras, infraestructuras hidráulicas, estructuras urbanas, puertos y aeropuertos) sobre el PIB regional. La variable s^h_{it} ha sido tratada en la estimación empírica desde tres puntos de vista: ie_{it} es la inversión pública dedicada a educación como porcentaje del PIB regional; id_{it} es un concepto equivalente pero correspondiente a la inversión en sanidad; is_{it} es la proporción de inversión pública destinada a educación y sanidad sobre el PIB regional. Se considera, en este sentido, el gasto en capital (productivo o social) efectuado por las Administraciones Central, Territoriales y de la Seguridad Social.

Del conjunto de variables demográficas, n_{it} hace referencia a la tasa de crecimiento media anual de la población activa en cada subperiodo; x es la tasa de progreso técnico, cuyo valor se ha fijado en 0.02 y δ es la tasa de depreciación a la que se encuentran sometidos los bienes de capital y que suponemos constante y común a los tres tipos de activos considerados en este trabajo, con un valor de 0.05. Las estimaciones presentadas en este trabajo son robustas a ligeros cambios en estos parámetros.

Todas las anteriores variables han sido obtenidas de la Base de Conocimiento Económico Regional Sophinet, disponible en Internet (<http://bancoreg.fbbv.es>), y avalada por la Fundación Banco Bilbao Vizcaya y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Tanto en la mencionada dirección de Internet como en Mas *et al.* (1996) pueden encontrarse los criterios metodológicos que han guiado la elaboración de las series.

La variable τ se corresponde con la proporción de recursos impositivos recaudados por las Administraciones Públicas como porcentaje del PIB nacional. La serie estadística ha sido obtenida a partir de la Contabilidad Nacional de España del Instituto Nacional de Estadística¹⁴.

Todas las variables monetarias anteriores se encuentran medidas en pesetas constantes del año 1986.

Por último, la medida *stock* del capital humano h_{it} hace referencia al volumen de individuos con estudios medios y/o superiores sobre el total de la población activa regional. Los datos han sido proporcionados por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

El número de observaciones en todas las especificaciones del cuadro 1 es de 252, que se corresponden con series temporales de quince entradas para las diecisiete comunidades autónomas, excepto en los datos de desempleo que en el caso de Cantabria y La Rioja presentan tres observaciones con valor igual a cero, que han sido eliminadas para no distorsionar considerablemente la transformación logarítmica de los datos.

Referencias bibliográficas

- Arellano, M. (1988): "An alternative transformation for fixed effects model with predetermined variables", *Applied Economics Discussion Paper*, nº 57. Institute of Economics and Statistics, Oxford.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): «La econometría de los datos de panel», *Investigaciones Económicas*, 14, pp. 3-45.
- Arellano, M. y Bond, S. R. (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995): "Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-52.
- Arellano, A. y Honoré, B. (1999): "Panel data models: some recent developments", *mimeo*.
- Arrow, K. J. y Kurz, M. (1970): *Public investment, the rate of return and optimal fiscal policy*, Johns Hopkins Press, Baltimore.

¹⁴ El empleo de datos regionalizados para los impuestos recaudados supone una de las líneas de mejora de este trabajo.

- Aschauer, D. A. (1989): Is public expenditure productive, *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, pp. 177-200.
- Bajo-Rubio, O. (2000): "A further generalization of the Solow model: the role of the public sector", *Economics Letters*, 68, pp. 79-84.
- Barro, R. J. (1990): "Government spending in a simple model of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, vol 98, nº 5, pp. 103-125.
- Barro, R. (1991): "Economic growth in a cross-section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, pp. 407-443.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1991): "Convergence across states and regions", *Brookings Paper on Economic Activity*, nº 1, pp. 107-182.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1999): *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Bentolila, S. y Jimeno, J. F. (1995): "Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)", *CEPR Discussion Paper*, nº 1259.
- Biehl, D. (1986) (Ed.): "*The contribution of infrastructure to regional development*", Final Report of the Infrastructure Study Group, Commission of the European Communities, Luxemburgo.
- Clarida, R. H. (1993): "International capital mobility, public investment and economic growth", *NBER Working Paper*, nº 4506.
- Conrad, K. y Seitz, H. (1992): "The public capital hypotheses: the case of Germany", *Recherches Economiques de Louvain*, 58 (3-4), pp. 309-327.
- Dasgupta, D. (1999): "Growth versus welfare in a model of nonrival infrastructure", *Journal of Development Economics*, 58, pp. 359-389.
- 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.
- De la Fuente, A. (1997): "On the sources of convergence: a close look at the Spanish regions", *Documento de Trabajo FEDEA*, EEE1.
- De Long, J. B. y Summers, L. (1991): "Equipment investment and economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, pp. 445-502.
- Dolado, J. J., González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas", *Moneda y Crédito*, 198, pp. 81-131.
- Domenech, R. y García, J. R. (1999): "Estructura fiscal y crecimiento económico en la OCDE", *mimeo*.

- Evans, P. y Karras, G. (1994): "Is government capital productive? Evidence from a panel of seven countries", *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, nº 2, pp. 271-279.
- Evans, P. y Karras, G. (1996): "Convergence revisited", *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 249-265.
- Fisher, W. H. y Turnovsky, S. J. (1998): "Public investment, congestion and private capital accumulation", *The Economic Journal*, 108, pp. 399-413.
- Futagami, K., Morita, Y. y Shibata, A. (1993), "Dynamic analysis of an endogenous growth model with public capital", *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), pp. 607-625.
- Galindo, M. A. y Escot, L. (1998): "Los efectos del capital público en el crecimiento económico", *Hacienda Pública Española*, 144, pp. 47-61.
- Glomm, G. y Ravikumar, B. (1994), "Public investment in infrastructure in a simple growth model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, pp. 1173-1187.
- González-Páramo, J. M. (1995): "Infraestructuras, productividad y bienestar", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX, pp. 155-168.
- Gorostiaga, A. (1999): "¿Cómo afectan el capital público y el capital humano al crecimiento?: Un análisis para las regiones españolas en el marco neoclásico", *Investigaciones Económicas*, XXIII (1), pp. 95-114.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Prentice Hall.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification test in econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1.251-1.271.
- Hulten, C. R. y Schwab, R. M. (1993): "Endogenous growth, public capital and the convergence of regional manufacturing industries", *NBER Working Paper*, nº 4538.
- Islam, N. (1995): "Growth empirics: a panel data approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 95, pp. 1127-1170.
- Jones, L. E., Manuelli, R. E. y Rossi, P. E. (1993): "Optimal taxation in models of endogenous growth", *Journal of Political Economy*, 101, 3, pp. 485-517.
- Judson, R. A. y Owen, A. L. (1999): "Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomist", *Economics Letters*, 65, pp. 9-15.
- King, R. G. y Levine, R. (1994): "Capital fundamentalism, economic development and economic growth", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, pp. 259-292.
- Kneller, R., Bleany, M. F. y Gemmell, N. (1999): "Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries", *Journal of Public Economics*, 74, pp. 171-190.
- Knight, M., Loayza, N., y Villanueva, D. (1993): "Testing the neoclassical theory of economic growth. A panel data approach", *FMI Staff Papers*, vol. 40.
- Mankiw, N. G., Romer, D. y Weil, D. (1992): "A contribution to the empirics of economics growth", *Quarterly Journal of Economics*, CVII, pp. 407-437.

- Marrero, G. A. (1999): "Growth and welfare: distorting vs. non-distorting taxes", *mimeo*.
- Martínez, D. (2000): "Is there any relationship between public investment and economic growth in the Spanish regions?", *WP 0002/Nº 13*, Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Jaén.
- Mas, M., Maudos, J. Pérez, F. y Uriel, E. (1994): "Disparidades regionales y convergencia en las Comunidades Autónomas", *Revista de Economía Aplicada*, 4 (2), pp. 129-148.
- Mas, M., Maudos, J. Pérez, F. y Uriel, E. (1996): "*El stock de capital en España y sus Comunidades Autónomas*", Fundación BBV, Bilbao.
- Mendoza, E., Milesi-Ferreti, G. y Asea, P. (1997): "On the Ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture", *Journal of Public Economics*, 66, pp. 99-126.
- Munnell, A. H. (1990) (Ed.): "*Is there a shortfall in public investment?*", Conference Series nº 34, Federal Reserve Bank of Boston.
- Raymond, J. L. y García, B. (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios", *Papeles de Economía Española*, 67, pp. 185-201.
- Rodríguez, A. (1995): "*Reestructuración socioeconómica y desequilibrios regionales en la Unión Europea*", Instituto de Estudios Económicos, Madrid.
- Seitz, K. (1994): "Public capital and the demand for private inputs", *Journal of Public Economics*, 54, pp.287-307.
- Serrano-Martínez, L. (1999): "Capital humano, estructura sectorial y crecimiento en las regiones españolas", *Investigaciones Económicas*, vol. XXIII (2), pp. 225-249.
- Solow, R. (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-94.
- Sturm, J. B. (1998): "*Public capital expenditure in OECD countries*", Edward Elgar, Cheltenham.
- Thomas, B. (1996): "Infrastructure and regional growth in the European Union", *Birmingham Economics Discussion Paper*, 96-25.
- Vickerman, R. W. (1991) (Ed.): "*Infrastructure and regional development*", European Research in Regional Science, vol. 1, Londres.
- White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, pp. 817-838.