Moneda y Crédito

Segunda Epoca

Crecimiento y Convergencia

La riqueza de las regiones
Sala-i-Martín

Convergencia entre las provincias españolas
Dolado, González-Páramo y Roldán

Movilidad del capital y convergencia
Razin y Yuen

Capital público y crecimiento regional español
Mas, Maudós, Pérez y Uriel

Productividad e infraestructuras en España
Argimón, González-Páramo, Martín y Roldán

198
1994

Moneda y Crédito

198

1994

Suscripción anual:

A. Individual
España ____ *4.000 + IVA = 4.120 ptas.*
Extranjero ____ *4.500 ptas.*

B. Instituciones
España ____ *5.000 + IVA = 5.150 ptas.*
Extranjero ____ *5.500 ptas.*

Números sueltos:

España ____ *2.600 + IVA = 2.678 ptas.*
Extranjero ____ *3.100 ptas.*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Marqués de Villamagna, 3. 28001 Madrid (Tel.: 431 25 30).

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlos a Moneda y Crédito, S. L., Marqués de Villamagna, 3. 28001 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
Marqués de Villamagna, 3. 28001 MADRID
Reservados todos los derechos
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por GRAFICAS VILLA, S. L.

Esta publicación se edita con el
patrocinio de:

FUNDACION
CENTRAL HISPANO

CONSEJO ASESOR

Presidente: Luis Angel Rojo, Universidad Complutense de Madrid

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Samuel Bentolila, CEMFI (Director adjunto)
Miguel Sebastián, Universidad Complutense de Madrid (Director adjunto)
Ramón Caminal, Universidad Autónoma de Barcelona
Juan Francisco Jimeno, Universidad de Alcalá de Henares
Vicente Salas, Universidad Autónoma de Barcelona

Consejeros: Gonzalo Anes, Universidad Complutense de Madrid
Charles Bean, London School of Economics
Lucas Beltrán, Universidad Complutense de Madrid
Olivier Blanchard, Massachusetts Institute of Technology
Leopoldo Calvo Sotelo, Banco Central Hispano
Benjamin Friedman, Harvard University
Jordi Galí, Columbia University
Jorge Hay, Banco Central Hispano
Xavier Sala-i-Martín, Yale University
Charles Wyplosz, INSEAD

CONTENIDO

	Págs.
INTRODUCCION Y RESUMEN	7
La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia ..... XAVIER SALA-I-MARTIN	13
COMENTARIOS: Danny Quah y Javier Díaz-Giménez.....	55
Discusión general.....	74
Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989) ..... JUAN J. DOLADO, JOSE M. GONZALEZ-PARAMO y JOSE M. ROLDAN	81
COMENTARIOS: Alfonso Novales y Rafael Domenech.....	120
Discusión general.....	129
Movilidad del capital, política impositiva y convergencia del crecimiento económico ..... ASSAF RAZIN y CHI-WA YUEN	133
COMENTARIO: Charles Bean.....	160
Capital público y productividad en las regiones españolas ... MATILDE MAS, JOAQUIN MAUDOS, FRANCISCO PEREZ y EZEQUIEL URIEL	163
COMENTARIOS: José M. Roldán y David Taguas.....	193
Discusión general.....	205
Productividad e infraestructuras en la economía española... ISABEL ARGIMON, JOSE M. GONZALEZ-PARAMO, MARIA J. MARTIN y JOSE M. ROLDAN	207
COMENTARIOS: Matilde Mas y Rafael Flores	241
Discusión general.....	251

INTRODUCCION Y RESUMEN

El crecimiento económico y la convergencia real han suscitado recientemente la atención no sólo de los responsables políticos sino del público en general, entre otros motivos, por ser uno de los pilares del debate sobre la integración europea. Este interés ha coincidido con un desarrollo espectacular de la literatura económica especializada. De hecho, un numeroso conjunto de trabajos de investigación, tanto teóricos como empíricos, se han centrado en este área, fuera y dentro de nuestras fronteras. En noviembre de 1993 se celebró el VI Simposio de la revista *Moneda y Crédito* con el objetivo de intentar recoger una parte representativa de estos trabajos. Buena parte de las ponencias presentadas se publican, en su versión final, en este número 198 de la Revista, acompañadas de los correspondientes comentarios y de las discusiones que suscitaron.

Dos son los interrogantes básicos que se tratan de responder en este área del conocimiento económico. El primero se refiere a cuáles son las fuentes del crecimiento de la renta *per cápita* de las economías occidentales. La literatura existente se ha centrado básicamente en la acumulación de capital, en la evolución de la productividad y en la relación entre ambas para explicar el crecimiento económico. El otro interrogante se refiere a si ha habido o no convergencia real entre las diferentes economías, tal y como lo predice la teoría neoclásica del crecimeinto. Buena parte de los desacuerdos sobre esta cuestión se basan en el concepto de convergencia utilizado. En este volumen hemos pretendido ofrecer al lector una visión sintética y comprensible sobre esta cuestión, si bien necesariamente técnica. El resto de las discrepancias se refiere a los fuertes supuestos de partida de los modelos de crecimiento. Por un lado, la igualdad en las preferencias y la tecnología. Semejante grado de homogeneidad es más plausible dentro de cada economía nacional, por lo que para llevar a cabo el contraste empírico sobre la hipótesis de convergencia que se deriva de dichos modelos puede tener sentido referirse a «regiones» más que a «países». Por otro lado, la perfecta movilidad de los factores, capital y trabajo. En este sentido, las ineficiencias en los mercados de bienes y de trabajo (los mercados financieros de las economías occidentales no parecen ser un problema en este sentido) pueden limitar el alcance de dichos modelos.

En el primer artículo contenido en este volumen, Xavier Sala-i-Martín, de la Universidad de Yale, revisa la evidencia empírica sobre con-

vergencia regional. El autor empieza por definir las dos medidas de convergencia que se estiman usualmente: «convergencia β» (o convergencia en media) y «convergencia σ» (o convergencia en dispersión). A continuación, presenta los resultados empíricos relativos a los estados de los Estados Unidos, las prefecturas del Japón, las regiones de cinco oaíses europeos (Alemania, Francia, Italia, Reino Unido y España) y las provincias del Canadá. Estos resultados demuestran la existencia de convergencia, definida según diferentes conceptos y para diferentes períodos muestrales, aunque la velocidad a la que se cierran las diferencias de renta *per cápita* entre las regiones dentro de estos países occidentales es relativamente lenta, con un valor prácticamente idéntico para todos los países considerados, alrededor del 2% anual. Según Sala-i-Martín, esta evidencia se explica razonablemente bien con ciertas versiones del modelo neoclásico, basado en los rendimientos decrecientes del capital. Esta justificación discrepa con la interpretación de algunos autores, que explican la existencia de convergencia a nivel empírico a partir de errores de medida o de políticas económicas que no aparecen explícitamente en el modelo necolásico. Sala-i-Martín entra, además, a evaluar el resultado empírico obtenido a partir del modelo alternativo o de «crecimiento endógeno», con rendimientos constantes del capital. El autor defiende que la versión unisectorial de este modelo no puede explicar la convergencia incluso cuando en el modelo se introducen limitaciones a la movilidad del trabajo («migraciones» no instantánteas) o a la movilidad del capital, o cuando se endogeneiza la fertilidad y, por tanto, el crecimiento de la población. Solamente la existencia de procesos de «difusión tecnológica» permite al modelo de crecimiento endógeno generar convergencia interregional. El modelo de crecimiento endógeno bisectorial, por el contrario, genera convergencia como respuesta a desequilibrios sectoriales iniciales. En sus comentarios, Danny Quah, de la London School of Economics, pone en cuestión que el «número mágico» del 2% surja necesariamente de una estructura ligada a un modelo de crecimiento, así como que los resulados empíricos obtenidos por Sala-i-Martín justifique plenamente la validez de los modelos teóricos que subyacen al análisis.

El segundo artículo se refiere específicamente a la economía española. En él, Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José María Roldán, del Servicio de Estudios del Banco de España, examinan el grado de convergencia económica registrado entre las provincias españolas en el período 1955-1989. Los autores analizan tanto la «con-

vergencia β» como la «convergencia σ». Para el primer concepto, los autores muestran que las diferencias entre las rentas *per cápita* provinciales disminuyen a una tasa del 2% anual, cifra similar a la que se encuentra en la literatura empírica mencionada anteriormente, y que aumenta hasta el 4,4% anual cuando se condiciona sobre variables que intenten aproximar las diferencias en los respectivos «estados estacionarios» provinciales y en los *shocks* sectoriales comunes. Para dar una explicación estructural a este aumento en la velocidad de convergencia del análisis «condicional», los autores buscan variables explicativas, a sabiendas de que la solidez de la interpretación estructural depende del modelo teórico subyacente. En este sentido, los autores rechazan, para la economía española, las restricciones del modelo neoclásico ampliado con la introducción de capital humano y con migraciones. A su vez, el posible alto grado de heterogenidad provincial lleva a los autores a considerar asociaciones de provincias; sin embargo no parece encontrarse, de forma robusta, un grado de convergencia local («clubes de convergencia») distinto al global. Cuando el análisis se lleva a cabo en tres subperíodos diferenciados, no se rechaza la hipótesis de estabilidad de los parámetros en el caso «incondicional», aunque en el segundo período considerado (1964-1977) el proceso de convergencia se ralentiza. Cuando los autores analizan la «convergencia σ», afirman que no cabe esperar que en el futuro haya cambios significativos en la dispersión de la renta, aunque esta estabilidad sea compatible con el hecho de que las provincias puedan cambiar su posición relativa en el *ranking* de rentas *per cápita*. Finalmente, los autores concluyen que la actuación del gobierno, a través de las transferencias, ha contribuido a que la dispersión en la renta provincial sea menor que la del producto, y estiman que esta «compensación» de las desigualdades provinciales ha sido creciente a lo largo del período muestral considerado, especialmente a partir de 1977. Con respecto a esta cuestión, Rafael Doménech, de la Universidad de Valencia, sugiere en sus comentarios explorar vías alternativas sobre cuál debe ser el papel del Estado a la hora de suavizar los desequilibrios regionales, además de las políticas meramente redistributivas.

El tercer artículo, de los profesores Assaf Razin, de la Universidad de Tel-Aviv y Chi-Wa Yuen, de la Universidad de Hong-Kong, explora las implicaciones del comercio internacional para la nueva teoría del crecimiento. Tal y como resalta Charles Bean, de la London School of Economics, en sus comentarios, «esta interdependencia resulta esencial

para que la teoría llegue a tener utilidad práctica en el diseño de la política económica. En concreto, este trabajo examina el papel de la movilidad del capital y de la política impositiva a la hora de explicar la diversidad en las tasas de crecimiento de las rentas *per cápita*. Los autores encuentran que, con movilidad de capital, hay convergencia de la renta total de los países y que las tasas de crecimiento de la renta total son menos variables que las tasas en términos *pér capita*. Consistentemente con este resultado, hay una correlación negativa entre las tasas de crecimiento de la población y de la renta *per cápita* entre países. En cuanto al papel de la movilidad del capital, la asimetría internacional en los tipos impositivos sobre las rentas del capital, la asimetría internacional en los tipos sobre las rentas del capital, junto con el principio de residencia, pueden ser una fuente importante de diferencias en el crecimiento *per cápita* entre países. De hecho, los autores encuentran que los efectos de cambios impositivos pueden ser mayores a largo plazo que la propia liberalización de los flujos de capital, y que si ésta tiene relevancia es precisamente porque amplifica el impacto de los cambios impositivos.

Los dos últimos artículos de este número se centran, para el caso español, en analizar el papel que desempeñan las dotaciones de infraestructuras sobre la productividad del sector privado.

El artículo de Matilde Mas, Joaquín Maudos, Francisco Pérez y Ezequiel Uriel, de la Universidad de Valencia e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), utiliza las Comunidades Autónomas como la unidad geográfica de referencia y se centra en explicar el papel jugado por los diferentes tipos de infraestructuras y su distribución territorial a la hora de explicar los aumentos de la productividad del sector privado. El punto de partida del artículo son las series *stock* de capital público por regiones estimadas a partir del método de inventario permanente, labor pionera realizada por el IVIE y que, sin duda, será en el futuro una fuente de consulta obligada para los investigadores que vayan a realizar trabajos empíricos en este área. Uno de los resultados del artículo es que la estructura del capital público es relevante para la productividad del sector privado y que, en términos comparativos, España no está especialmente infradotada de capital público. Con respecto a este punto, José María Roldán, del Banco de España, dis cute si la comparación relevante debe ser en términos de PIB o en términos de población y señala que, en este último caso, España figura en los últimos puestos del *ranking* de la OCDE. Otro resultado interesante

del trabajo, con fuertes implicaciones de política económica, es que los autores encuentran que aquellas infraestructuras directamente ligadas al proceso productivo tienen un efecto positivo mayor sobre la productividad privada que las infraestructuras de tipo social, como son las educativas y sanitarias, con un efecto prácticamente nulo. Por último, se encuentra un «efecto desbordamiento» o externalidad positiva del capital público instalado en una región sobre la productividad del sector privado del resto de las regiones, especialmente las adyacentes. Esto sugiere la conveniencia de una política de infraestructuras a nivel nacional, o bien una estrecha coordinación entre Comunidades Autónomas.

El artículo realizado por Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán, del Banco de España y la Universidad Complutense, utiliza la nación como la unidad geográfica de referencia. A partir de la estimación de una función de producción del tipo Cobb-Douglas, en la que se incluye el capital público como *input* adicional, los autores obtienen para el período 1964-1989 la elasticidad de dicho factor productivo, bajo diferentes definiciones, y encuentran un valor positivo y significativo, especialmente cuando se utilizan las infraestructuras. El valor de dicha elasticidad es mayor que la propia del capital privado, resultado que encuentran robusto a la inclusión de posibles variables omitidas y a la estimación por submuestras.

La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia

XAVIER SALA-i-MARTÍN
Yale University, CEPR y NBER*

1. INTRODUCCION

La década de los ochenta vivió un renacimiento de la literatura sobre el crecimiento económico, con la aparición de los llamados modelos de crecimiento endógeno. Dos razones fundamentales se adujeron para justificar la necesidad de elaborar teorías alternativas a los modelos neoclásicos de Solow (1956) y Swan (1956). La primera era que el supuesto neoclásico de crecimiento tecnológico exógeno era intelectualmente insatisfactorio, dado que dicho crecimiento era el único determinante del crecimiento económico a largo plazo. Al ser el motor del crecimiento una variable exógena, el modelo neoclásico se convertía en un modelo de crecimiento en el que lo único que no se explicaba era el crecimiento. La segunda razón fundamental era de carácter empírico. Se decía que el modelo neoclásico predecía la convergencia de las rentas, cosa que, según los datos de renta nacional publicados por Summers y Heston (la última versión de los cuales aparece en *Quarterly Journal of Economics,* 1991), no se veía confirmada por la realidad. Ya el artículo seminal de Paul Romer (1986) documentaba la falta de convergencia entre las naciones.

A principios de los años noventa hubo lo que podríamos llamar una contrarrevolución neoclásica, al aparecer una serie de artículos empíri-

* Agradezco los útiles comentarios de Teresa Asensio, Robert Barro, Michelle Connolly, Juanjo Dolado, Danny Quah, Etsuro Shioji, Pam Tomaquet-i-Pernil, y de un excelente evaluador anónimo.

cos y teóricos argumentando que no era cierto que el modelo neoclásico, de por sí, predijera la convergencia económica (véase por ejemplo Barro y Sala-i-Martin, 1991 y 1992 y Mankiw, Romer y Weil, 1992). Sólo en el caso hipotético de que las diferentes economías compartieran las mismas preferencias y la misma tecnología, el modelo neoclásico predeciría la convergencia. Si las preferencias y las tecnologías fueran distintas, entonces los diferentes países convergerían a distintos estados estacionarios. La tasa de crecimiento a lo largo de la transición estaría inversamente relacionada con la distancia que separara a cada país de su estado estacionario. Pero al ser los estados estacionarios distintos, la predicción no sería que las economías convergieran entre sí. La predicción sería que habría convergencia *condicional,* en el sentido de que el observador económico tendría que mantener constante el estado estacionario antes de poder observar la convergencia. Había al menos dos maneras de *condicionar* la convergencia. La primera era introducir variables que midieran (es decir, que fueran *proxies)* el estado estacionario (como por ejemplo la tasa de ahorro o el nivel de distorsiones de la economía) y calcular la correlación *parcial* entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial de renta. La segunda era analizar conjuntos de datos para los cuales se pudiera argumentar que las preferencias y la tecnología eran similares: las regiones de un país. Y fue a partir de esta constatación que resurgió el interés por el estudio de la convergencia interregional, objeto de discusión de la presente conferencia. La hipótesis de convergencia se ha utilizado como el *test* fundamental que permite diferenciar entre los dos enfoques principales del crecimiento económico en la actualidad: el modelo neoclásico y los modelos de crecimiento endógeno.

En este trabajo presentaremos un breve panorama de algunos de los resultados obtenidos recientemente en la literatura empírica. Empezaremos, en la Sección 2, por definir lo que entendemos por convergencia. Estudiaremos la relación entre las dos medidas de convergencia que estimaremos empíricamente: convergencia σ y convergencia β. En la Sección 3 presentaremos los resultados empíricos relativos a los estados de los Estados Unidos, las prefecturas del Japón, las regiones de cinco países Europeos (Alemania, Francia, Italia, Reino Unido y España) y las provincias del Canadá. Sostendremos que, en todos estos países, existen potentes fuerzas que conducen a la convergencia regional. Además, argumentaremos que las regiones de los distintos países analizados convergen a una velocidad sorprendentemente parecida: dos por ciento anual.

En la Sección 4 analizaremos diferentes formas de explicar estos resultados. Comenzaremos con el modelo neoclásico y discutiremos sus implicaciones, tanto para una economía cerrada como para una economía abierta. Después, argumentaremos porqué no es probable que los errores de medida y las políticas de los gobiernos sean las razones principales que expliquen la convergencia observada. Luego analizaremos si el modelo de crecimiento endógeno unisectorial puede modificarse para que prediga la convergencia. Introduciremos la emigración, la fertilidad endógena, la movilidad del capital y la difusión tecnológica y argumentaremos que solamente esta última es un candidato en potencia para explicar los datos. Finalmente, interpretaremos la evidencia empírica a la luz del modelo de crecimiento endógeno bisectorial.

2. CONCEPTOS DE CONVERGENCIA

2.1. Convergencia β frente a convergencia σ

Lo primero que haremos será definir lo que entendemos por convergencia. Antes que nada, es necesario precisar que en la literatura sobre crecimiento existen muchas definiciones de convergencia (véase por ejemplo Quah, 1993a). Aquí utilizaremos dos conceptos, a los que llamaremos convergencia β y convergencia σ.[1]

Diremos que existe convergencia β en una sección cruzada de economías si encontramos una relación negativa entre la tasa de crecimiento de la renta *per cápita* y el nivel inicial de renta.[2] En otras palabras, decimos que existe convergencia β si las economías pobres tienden a crecer más rápidamente que las economías ricas. Este concepto de convergencia se confunde a menudo con una definición alternativa, según la cual la dispersión de la renta real *per cápita* entre grupos de economías tiende a reducirse en el tiempo. Esto es lo que aquí llamamos convergencia σ.

Después argumentaremos que ambos conceptos de convergencia están relacionados, aunque no son idénticos. Algunos autores han sostenido que el concepto de convergencia β es irrelevante, porque el

[1] Esta terminología fue utilizada por vez primera por Sala-i-Martín (1990).

[2] A veces este fenómeno es conocido como la «regresión a la media».

único elemento de interés es si las economías se acercan unas a otras a medida que transcurre el tiempo (Quah, 1993a, sostiene con fuerza esta posición en el contexto de la falacia de Galton; véase también Friedman, 1992). Nosotros tenemos tendencia a discrepar de dicha posición, ya que creemos que ambos conceptos de convergencia son interesantes. Permítasenos ilustrar porqué la convergencia β es interesante mediante un ejemplo donde —por construcción— eliminamos la convergencia σ. Consideremos las clasificaciones ordinales de los equipos de la Asociación Norteamericana de Baloncesto (NBA) en el tiempo. La dispersión de clasificaciones es constante por definición. Los analistas deportivos y los propietarios de la NBA están interesados en cuestiones como: ¿con qué velocidad pasan los grandes equipos a la mediocridad?, ¿cuánto tiempo duran las dinastías en baloncesto? Por ejemplo, ¿cuánto tiempo fue necesario para que los extraordinarios Boston Celtics de las décadas de los años 50 y 60 y Los Angeles Lakers de la década de los años 80 se convirtiesen en equipos de calidad media? o ¿cuánto tiempo pasará hasta que los Chicago Bulls vuelvan a la mediocridad una vez que el extraordinario Michael Jordan se ha retirado?

La pregunta inversa también es interesante: ¿con qué rapidez se convierte un equipo mediocre en un equipo importante? Por ejemplo, ¿cuánto tiempo fue necesario para crear los Celtics de los años 50, los Lakers de los 80 o los Bulls de los 90? Uno podría estar interesado incluso en el tipo de políticas que la NBA podría introducir para transformar equipos malos en grandes equipos en un tiempo tan corto como fuese posible. Por ejemplo, podríamos preguntarnos si la introducción del *draft* (gracias al cual, los equipos que quedan últimos tienen preferencia a la hora de fichar nuevos jugadores) conduce a este fin.

Por poner un ejemplo más cercano, podríamos también preguntarnos qué mecanismos de la Liga Española de Fútbol permiten que dos equipos (Barcelona y Real Madrid) ganen la mayor parte de los títulos. Una vez identificados tales mecanismos, podríamos pensar en medidas que aumentasen el interés de la Liga en su conjunto. Por ejemplo, a diferencia de lo que sucede en la liga norteamericana, en España el equipo más rico (y no el que quedó peor clasificado en la temporada anterior) es el que tiene la capacidad de comprar a los mejores jugadores. Uno podría estar interesado en preguntarse si la introducción en España de un sistema de fichajes tipo *draft* ayudaría a aumentar el número de equipos capaces de ganar la liga frecuentemente. Creemos

que todas estas cuestiones son interesantes. Pero téngase en cuenta que todas ellas se refieren al concepto de convergencia β, no al de convergencia σ. De hecho, reducir la varianza en una sección cruzada de equipos que forman parte de una liga deportiva probablemente no tendría sentido (considérese qué interés tendría una liga deportiva en la que todos los equipos empatasen a puntos cada año).

Cuestiones similares pueden plantearse con respecto a las economías. Por ejemplo, es interesante conocer si es predecible que los países pobres crecerán más que los países ricos. También es interesante saber con qué rapidez el país pobre promedio se convierte en un país rico y con qué rapidez el país rico promedio se convierte en pobre, con independencia de si la varianza agregada para la sección cruzada de países está reduciéndose o aumentando. Por ejemplo, si supieramos que los países pobres se convierten en países ricos en pocos años, entonces no nos preocuparíamos de si la varianza es grande o pequeña, ya que sabríamos que los países pobres saldrían de la pobreza en poco tiempo. De manera similar (y desgraciadamente) el análisis que se resume más adelante sugiere que las economías pobres seguirán siéndolo durante mucho tiempo. Dada esta circunstancia, conocer si la dispersión global en el mundo se reduce o no es de importancia secundaria. Por tanto, si nos obligasen a decir cuál de los dos conceptos de convergencia encontramos más interesante, probablemente escogeríamos el de la convergencia β (aunque queremos dejar claro que ambos conceptos de convergencia proporcionan información útil y, por tanto, deben ser estudiados).

2.2. *La relación entre la convergencia β y la convergencia σ*

Aunque son diferentes, los dos conceptos de convergencia están relacionados. Supongamos que en un grupo de regiones i=1,...,N se da la convergencia β. En tiempo discreto, que se corresponde por ejemplo con datos anuales, la renta real *per cápita* de la economía i puede aproximarse mediante la expresión

$$\log (y_{it}) = a + (1-\beta) \log(y_{i,t-1}) + u_{it} \qquad (1)$$

donde a y β son constantes, con $0<\beta<1$, y u_{it} es un término de perturbación. La condición $\beta>0$ implica convergencia β, porque la tasa de crecimiento anual $\log(y_{it}/y_{i,t-1})$ está relacionada inversamente con $\log(y_{it})$.

Un mayor coeficiente β corresponde a una mayor tendencia hacia la convergencia.[3] El término u_{it} recoge las perturbaciones transitorias que se dan en la función de producción, la tasa de ahorro, etcétera. Suponemos que u_{it} tiene media nula, la misma varianza para todas las economías, σ_u^2, y es independiente en el tiempo y entre economías.

Como medida de la dispersión de la renta en la sección cruzada de regiones, vamos a tomar la varianza muestral del logaritmo de la renta

$$\sigma_t^2 = (1/N) \sum_{i=1}^{N} [\log(y_{it}) - \mu_t]^2 \qquad (2)$$

donde μ_t es la media muestral de $\log(y_{it})$. Si N es grande, entonces la varianza muestral está próxima a la varianza poblacional, y podemos utilizar (1) para derivar la evolución de σ_t^2 en el tiempo:

$$\sigma_t^2 \cong (1-\beta)^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \qquad (3)$$

Esta es una ecuación en diferencias de primer orden, que es estable si $0<\beta<1$ (Esta ecuación es estable si $0<\beta<2$). Si no existe convergencia β, de modo que $\beta<0$, no puede haber convergencia σ (en otras palabras, la convergencia β es una condición necesaria de la convergencia σ). El valor de estado estacionario de σ_t^2 viene dado por

$$(\sigma^2)^* = \sigma_u^2 / [1-(1-\beta)^2]$$

La dispersión de estado estacionario cae con β pero aumenta con la varianza σ_u^2 de la perturbación. Nótese que la dispersión en el estado estacionario es positiva incluso si β es positivo, ya que $\sigma_u^2>0$. Podemos resolver la ecuación en diferencias (3) para hallar la expresión de σ_t^2:

$$\sigma_t^2 = (\sigma^2)^* + (1-\beta)^{2t} [\sigma_0^2 - (\sigma^2)^*] \qquad (4)$$

Si existe convergencia β (de modo que $\beta>0$), entonces σ_t^2 se aproxima monotónicamente a su valor estacionario $(\sigma^2)^*$. Sin embargo, el aspecto crucial es que σ_t^2 puede aumentar o disminuir hacia el estado estacionario, dependiendo de si el valor inicial de σ^2 está por encima o por debajo del estacionario. En particular, nótese que σ podría aumen-

[3] La condición $\beta<1$ elimina la posibilidad de «adelantamientos sistemáticos», esto es, que las economías pobres adelanten a las ricas en fechas futuras.

tar durante la transición incluso si $\beta>0$. En otras palabras, la existencia de convergencia β es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia σ.

En la Sección 3 analizaremos separadamente evidencia empírica sobre la convergencia β y la convergencia σ. En una serie de trabajos recientes, Quah ha propuesto nuevas formas de analizar conjuntamente β y σ, mediante el uso de kernels estocásticos en la dinámica de la distribución del producto o de la renta *per cápita* (véase por ejemplo Quah, 1993).[4]

2.3. *La convergencia β condicional*

Siguiendo a Barro y Sala-i-Martin (1991 y 1992) y a Mankiw, Romer y Weil (1992), también podemos distinguir entre convergencia absoluta y convergencia condicional. Diremos que un conjunto de economías presenta convergencia β condicional si la correlación parcial entre crecimiento y renta inicial es negativa. En otras palabras, si efectuamos una regresión con datos de sección cruzada del crecimiento sobre la renta inicial, manteniendo constante un cierto número de variables adicionales, y encontramos que el coeficiente de la renta inicial es negativo, entonces diremos que las economías analizadas presentan convergencia β condicional. Si el coeficiente de la renta inicial es negativo en una regresión univariante, entonces diremos que los datos presentan convergencia absoluta.

En las muestras de datos regionales que estudiamos en este trabajo, vamos a ignorar el tema de la condicionalidad en la convergencia. Existen dos razones para obrar así. En primer lugar, y al contrario de las regresiones que utilizan secciones cruzadas de países (donde la correlación simple o incondicional entre crecimiento y nivel de renta inicial es casi nula), en muestras de datos regionales encontramos convergencia incluso en ausencia de variables condicionantes. En segundo lugar, un motivo quizás más importante es que un conjunto de estudios han encontrado que las estimaciones de β con datos regionales no cambian sustancialmente si se incluyen en el análisis los conjuntos de varia-

[4] Aunque Quah (1993) sugiere que los resultados de convergencia obtenidos utilizando sus propias técnicas con grandes secciones cruzadas de países difieren sustancialmente de los resultados de nuestro análisis de sección cruzada para σ y β, sus resultados regionales para los estados de Estados Unidos no son muy diferentes de los nuestros (véanse los comentarios de Danny Quah en éste volumen).

bles que normalmente se mantienen constantes en los estudios para distintos países (véase por ejemplo Barro y Sala-i-Martin, 1991 y 1992).

3. EVIDENCIA INTERNACIONAL SOBRE CONVERGENCIA REGIONAL

A continuación utilizamos los datos regionales de los diferentes países (las fuentes estadísticas se indican en el Apéndice) para analizar la convergencia regional de las rentas *per cápita*. Podemos estimar la velocidad de convergencia β estimando la regresión de la tasa de crecimiento promedio de un conjunto de regiones entre los períodos de tiempo t_0 y t_0+T sobre el nivel de renta inicial. Para estimar con precisión la velocidad de convergencia es preciso estimar la ecuación no lineal siguiente:

$$(1/T)\log(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0}) = a - [(1-e^{-\lambda T})/T]\log(y_{i,t_0}) + u_{it_0,\,t_0+T} \qquad (5)$$

donde $u_{it_0,\,t_0+T}$ representa el promedio de los términos de error, u_{it}, entre los momentos t_0 y t_0+T.

El Cuadro 1 muestra estimaciones de la ecuación (5) por mínimos cuadrados no lineales para 48 estados norteamericanos en el período 1880-1990. Para cada país se muestran cuatro cifras. La primera es la estimación de β. Debajo de ella (entre paréntesis) se presenta su error estándar. A su derecha mostramos el R^2 ajustado de la regresión y debajo de éste, se presenta el error estándar de la regresión (todas las ecuaciones se han estimado con términos constantes, que no se muestran en el Cuadro 1).

La primera columna presenta la estimación de β para una única muestra con una dimensión temporal muy larga (1880-1990). La estimación puntual es de 0,0174 (error estándar (e.e.): 0,0026).[5] El elevado valor del R^2 también puede apreciarse visualmente en el Gráfico 1, donde se presenta el crecimiento medio de la renta *per cápita* entre 1880 y 1990 frente al logaritmo de la renta *per cápita* en 1880.

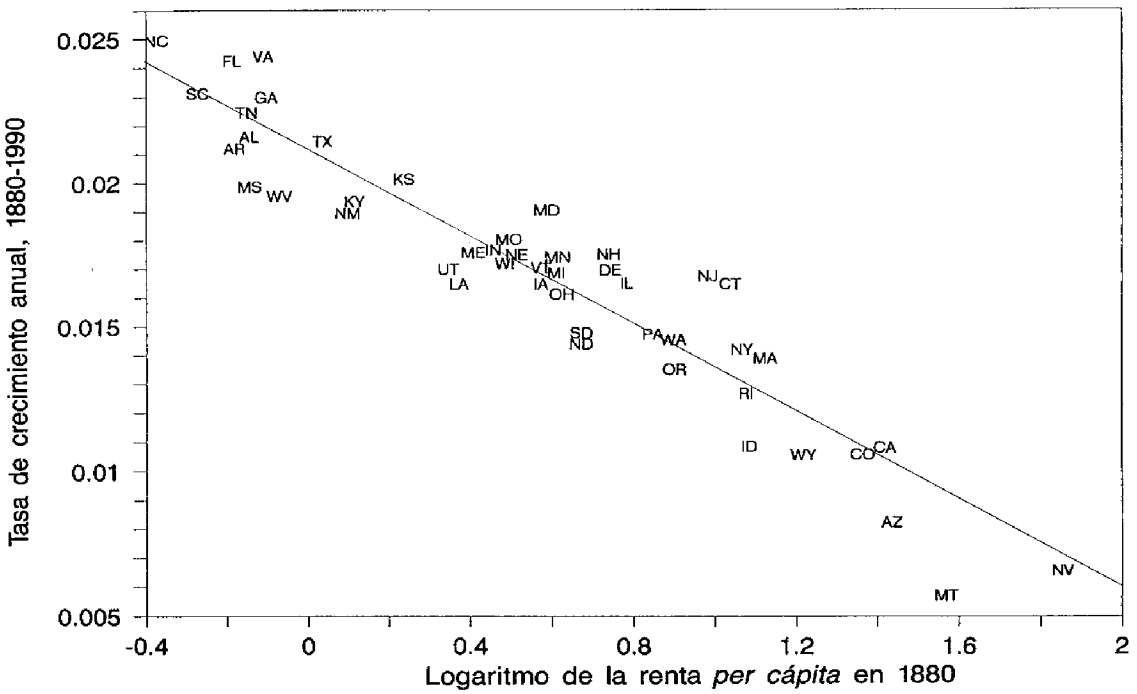
La segunda columna muestra los resultados obtenidos de una regresión que utiliza un panel formado por datos de cada 10 años (de

[5] Esta regresión incluye 47 estados o territorios. No se dispone de los datos del territorio de Oklahoma para 1880.

cada 20 años en los períodos 1880-1900 y 1900-1920). Restringimos la estimación de β en el tiempo, pero permitimos la presencia de efectos fijos temporales. También mantenemos constantes las proporciones que suponen las rentas procedentes de la agricultura y de la industria sobre la renta total, para aproximar las perturbaciones sectoriales que afectan al crecimiento en el corto plazo. Estas variables no afectan a las estimaciones de β en el largo plazo. La estimación puntual restringida de β es 0,022 (e.e.: 0,002).

GRAFICO 1

CONVERGENCIA DE LA RENTA *PER CAPITA* ENTRE ESTADOS DE EE.UU., 1880-1990



El Gráfico 2 muestra la desviación típica de sección cruzada del logaritmo de la renta personal *per cápita* neta de transferencias, para 48 estados norteamericanos de 1880 a 1992. Observamos que la dispersión se redujo desde 0,54 en 1880 a 0,33 en 1920, pero luego aumentó a 0,40 en 1930. Este aumento refleja la perturbación que afectó negativamente a la agricultura durante la década de 1920: los estados agrícolas eran relativamente pobres en 1920 y sufrieron una reducción adicional en sus rentas como consecuencia de la caída de los precios agrícolas. Después de 1930, la dispersión disminuyó a 0,35 en 1940, 0,24 en 1950, 0,21 en 1960, 0,17 en 1970, y alcanzó su punto más bajo (0,14) en 1976. Este descenso de largo plazo se paró hacia la mitad de la década de los

CUADRO 1
CONVERGENCIA β Y CONVERGENCIA σ

País	Regresión con una muestra de largo plazo		Estimaciones de *panel*
	β (e.e.)	R^2 (e.e. Reg.)	β (e.e.)
Estados Unidos 48 estados (1880-1990)	0,017 (0,002)	0,89 [0,0015]	[0,022 (0,002)
Japón 47 prefecturas (1955-1990)	0,019 (0,004)	0,59 [0,0027]	0,031 (0,004)
Total Europa 90 regiones (1950-1990)	0,015 (0,002)	— —	0,018 (0,003)
Alemania (11 regiones)	0,014 (0,005)	0,55 [0,0027]	0,016 (0,006)
Reino Unido (11 regiones)	0,030 (0,007)	0,61 [0,0021]	0,029 (0,009)
Francia (21 regiones)	0,016 (0,004)	0,55 [0,0022]	0,015 (0,003)
Italia (20 regiones)	0,010 (0,003)	0,46 [0,0031]	0,016 (0,003)
España (17 regiones) (1955-87)	0,023 (0,007)	0,63 [0,004]	0,016 (0,005)
Canadá 10 provincias	0,024 (0,008)	0,29 [0,0025]	— —

Notas al Cuadro 1:
Las ecuaciones se estiman por mínimos cuadrados no lineales de la forma:

$$(1/T)\log(y_{it}/y_{it-T}) = a - [\log(y_{it-T})](1-e^{-\lambda T})(1/T) + \text{otras variables}$$

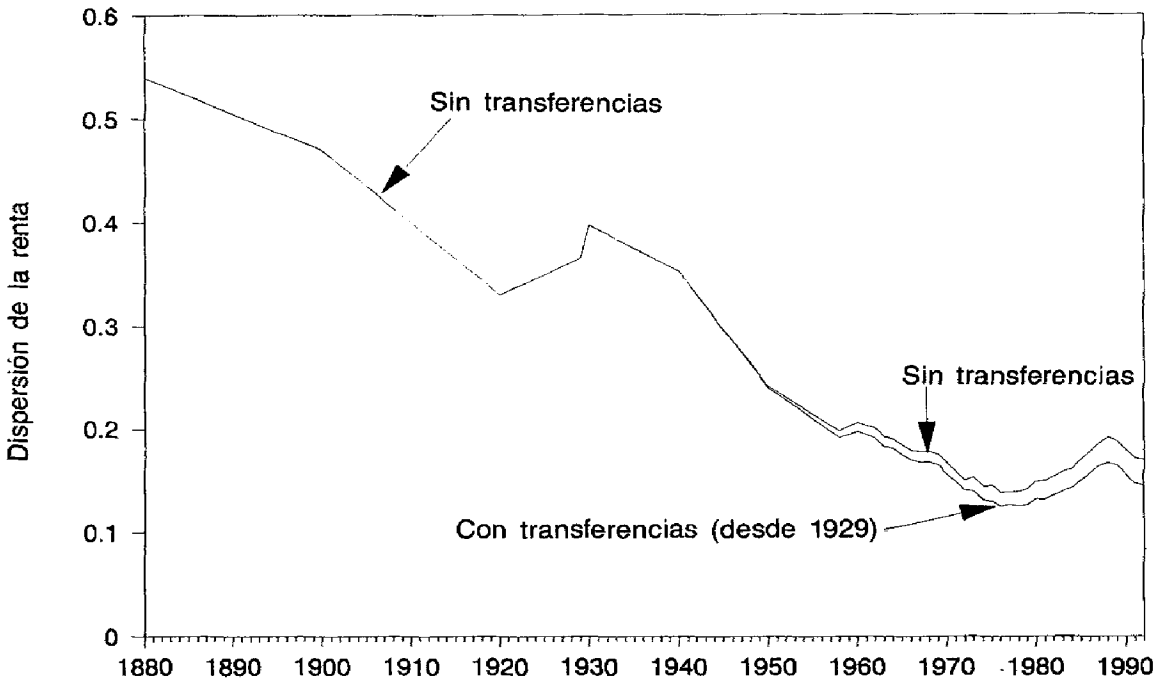
donde y_{it-T} es la renta *per cápita* en la región i al comienzo del intervalo dividida entre el índice de precios al consumo (IPC) global. T es la duración del intervalo; «otras variables» se refiere a *dummies* regionales y variables sectoriales que mantienen constantes las perturbaciones transitorias que pudieran afectar al comportamiento económico de la región de manera que estuviese correlacionado con el nivel de renta inicial (recuérdese que cuando el término de error está correlacionado con la variable explicativa, entonces la estimación de β por mínimos cuadradados ordinarios está sesgada).
Cada columna contiene cuatro cifras. La primera es la estimación de β. Debajo de ella (en paréntesis) se presenta su error estándar. A su derecha se muestra el R^2 ajustado de la regresión y debajo del R^2 se presenta el error estándar de la ecuación. Los coeficientes de las *dummies* regionales y/o las variables estructurales constantes no se presentan en el cuadro. Los coeficientes para Total Europa incluyen una *dummy* para cada uno de los ocho países.
La columna 1 presenta el valor de β estimado con una sección cruzada única utilizando el horizonte temporal más amplio posible. Por ejemplo, para Estados Unidos, el coeficiente proveniente de la regresión de la tasa de crecimiento medio entre 1880 y 1990 es β=0,017 (e.e.: 0,002).
La columna 2 presenta la estimación de panel cuando se supone que todos los subperíodos tienen el mismo coeficiente β. Esta estimación permite la existencia de efectos temporales. Para la mayoría de los países, la restricción de que β sea constante en todos los subperíodos no puede rechazarse (véase Barro y Sala-i-Martin, 1994).

años 70, después de la crisis del petróleo, y σ_t aumentó a 0,15 en 1980 y a 0,19 en 1988. El aumento de la dispersión dejó paso de nuevo a un descenso a partir de los dos últimos años de la década de los años 80 y así la dispersión continuó cayendo hasta 1992. Un aspecto interesante del Gráfico 2 es que el comportamiento de la dispersión de la renta perso-

nal neta de transferencias es muy similar a la relativa a la renta personal bruta de transferencias. En particular, la dispersión de ambos conceptos de renta cayó depués de 1930, aumentó entre 1977 y 1988 y cayó entre 1988 y 1992. Esto es cierto aunque el nivel de la dispersión es menor para la renta bruta de transferencias. De hecho, parece como si la existencia de transferencias ayudase a reducir la dispersión de la renta *per cápita* entre estados. Sin embargo, las transferencias interestatales no son responsables de la caída a largo plazo en la dispersión de la renta.

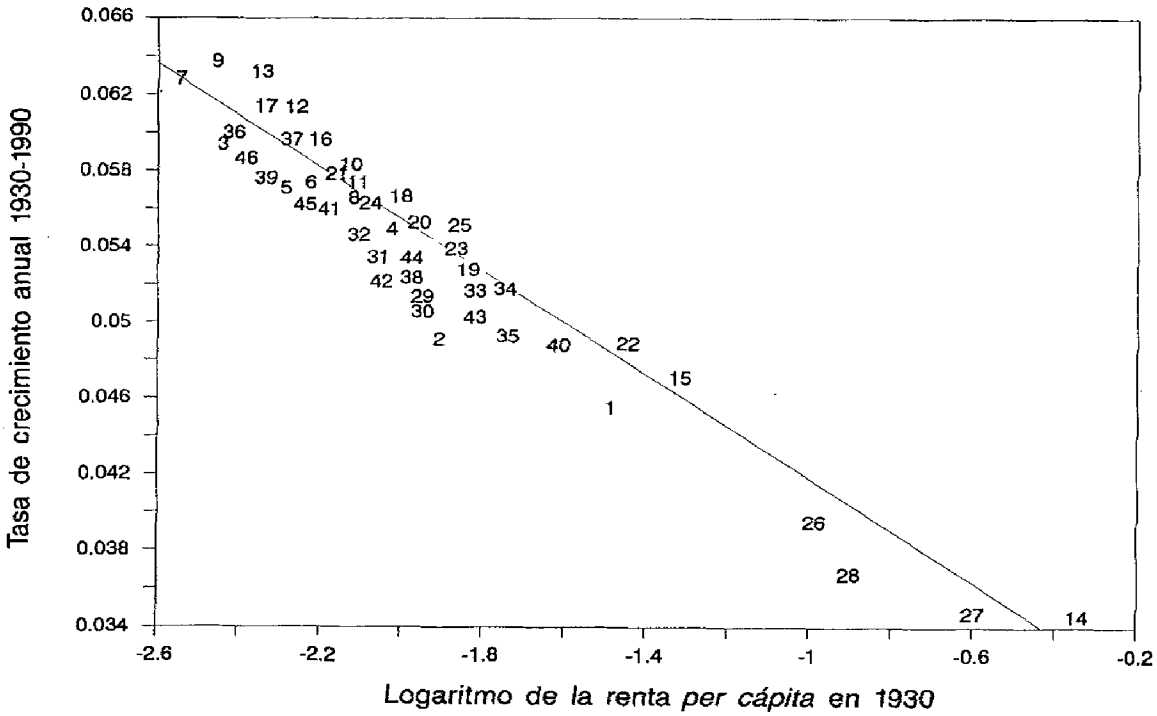
GRAFICO 2

DISPERSION DE LA RENTA *PER CAPITA* ENTRE ESTADOS DE EE.UU., 1880-1992



La segunda fila del Cuadro 1 presenta estimaciones similares para 47 prefecturas japonesas en el período 1955-1987. La primera columna corresponde a una única regresión para el período 1955-1987. El coeficiente β estimado de la regresión es 0,0027. El Cuadro 1 utiliza datos a partir de 1955, porque los datos de renta por sectores no están disponibles para fechas anteriores a 1955. No obstante, existen datos de renta desde 1930. Si utilizamos los datos de 1930, la velocidad de convergencia estimada sería de 0,027 (e.e.: 0,003). Este buen ajuste puede también apreciarse en el Gráfico 3. La fuerte y evidente correlación negativa entre la tasa de crecimiento habida entre 1930 y 1987 y el logaritmo de la renta *per cápita* en 1930 confirma la existencia de convergencia β entre las prefecturas japonesas.

GRAFICO 3
CONVERGENCIA DE LA RENTA *PER CAPITA* ENTRE PREFECTURAS JAPONESAS, 1930-1990

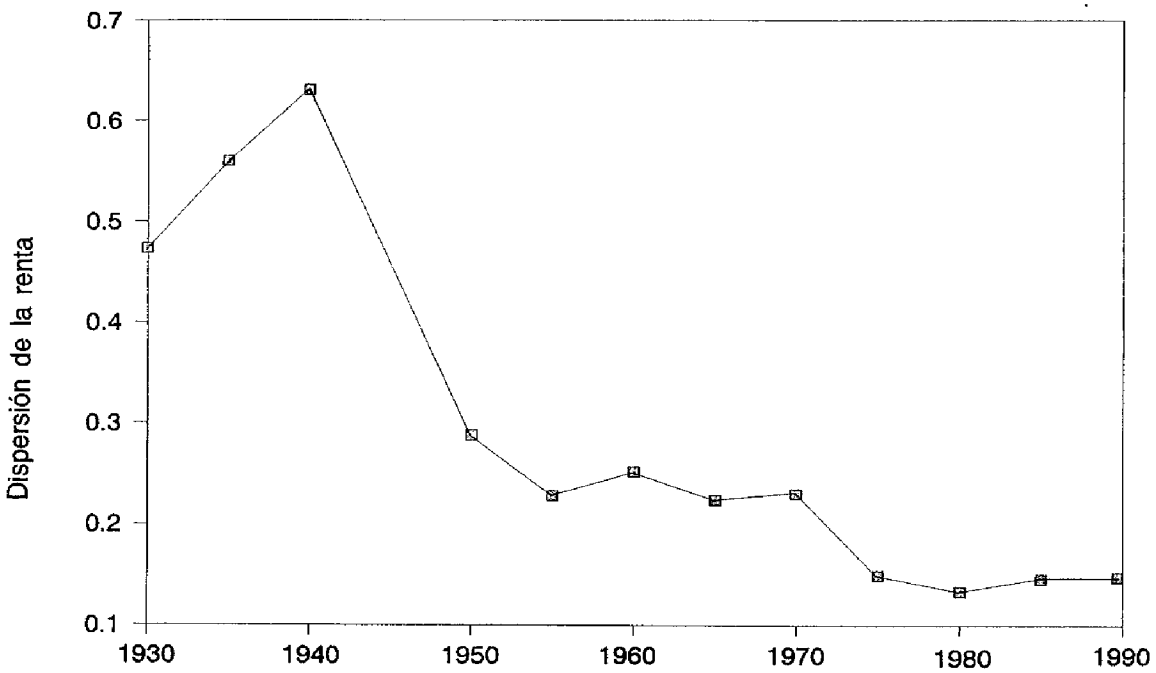


Para ver en qué medida ha existido convergencia σ entre las prefecturas de Japón, calculamos la desviación típica de sección cruzada no ponderada del logaritmo de la renta *per cápita,* σ , para las 47 prefecturas desde 1930 a 1990. El Gráfico 4 muestra que la dispersión de la renta personal se elevó desde 0,47 en 1930 hasta 0,63 en 1940. Una explicación de este fenómeno reside en la explosión acaecida en el gasto militar durante el período. La tasa de crecimiento media de los distritos 1 (Hokkaido-Tohoku) y 7 (Kyushu) —que eran predominantemente agrícolas— fue del —2,4% y —1,7% anual, respectivamente. Por otra parte, las regiones industriales de Tokyo, Osaka y Aichi crecieron al 3,7%, 3,1% y 1,7% anual, respectivamente.

La dispersión entre prefecturas se redujo mucho a partir de 1940: cayó a 0,29 en 1950, a 0,25 en 1960, a 0,23 en 1970 y alcanzó un mínimo de 0,125 en 1978. Desde entonces ha experimentado un ligero aumento: σ_t creció a 0,13 en 1980, 0,14 en 1985 y 0,15 en 1987. A partir de esta última fecha la dispersión se ha mantenido relativamente constante.

GRAFICO 4

DISPERSION DE LA RENTA *PER CAPITA* ENTRE PREFECTURAS JAPONESAS, 1930-1990



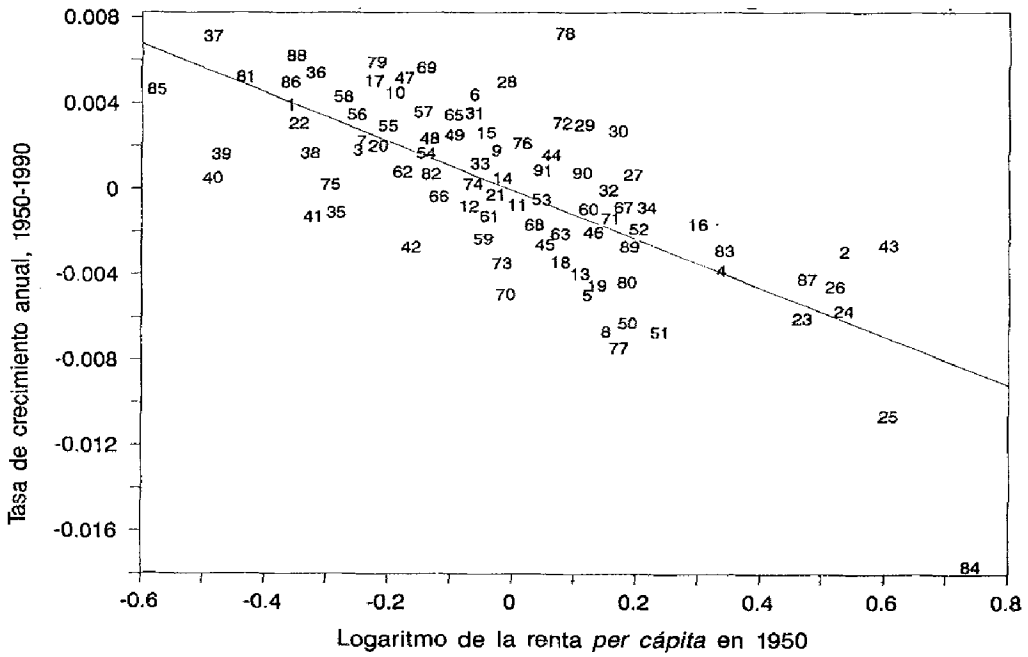
Una explicación popular del incremento en la dispersión durante los años 80 es el despegue de la región de Tokyo respecto del resto del Japón. Como Tokyo era relativamente más rica a finales de los años 70 (la renta *per cápita* media en términos reales de Tokyo era de 2 millones de yens y la media para el resto de Japón era de 1,75 millones de yens) y creció más rápidamente durante los años 80 (2,95% anual frente a 2,16% anual), esto podría explicar esta aparente divergencia. Para comprobar este punto, Barro y Sala-i-Martin (1992b) calcularon la desviación típica de sección cruzada del logaritmo de la renta *per cápita* para los siete distritos japoneses y para esos mismos distritos excluyendo el distrito de Kanto-Koshin (que incluye Tokyo). La exclusión de la región de Tokyo reduce la varianza en todos los períodos, pero no cambia el comportamiento general de σ_t en el tiempo. El aumento en la dispersión durante los años 80 es mayor si la región de Tokyo se incluye, pero es aún creciente si se excluye. Así pues, aunque Tokyo contribuyó al aumento general de la dispersión durante los años 80, su despegue no lo llega a explicar totalmente.

Las filas 3 a 8 del Cuadro 1 se refieren a la convergencia β entre regiones europeas pertenecientes a ocho países (Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, Holanda, Bélgica, Dinamarca y España). La fila número 3 se refiere a la estimación de β para una muestra de 40 años, desde 1950 hasta 1990, cuando restringimos la velocidad de conver-

gencia a ser la misma para las 90 regiones y también en el tiempo. Sin embargo, esta estimación permite la presencia de efectos fijos para cada país concreto. La velocidad de convergencia estimada es 0,015 (e.e.: 0,002). La estimación de β cuando permitimos que cada una de las cuatro décadas tenga una efecto fijo temporal es 0,031 (e.e.: 0,004).

GRAFICO 5

CONVERGENCIA DEL PIB *PER CAPITA* ENTRE 90 REGIONES EUROPEAS, 1950-1990*



* Variables desviaciones con respecto a las media nacional.

El Gráfico 5 muestra la relación de la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* (renta *per cápita* para España) desde 1950 a 1990 (1955 a 1987 para España) con el PIB per cápita en 1950 para las 90 regiones consideradas. Los valores que se muestran están medidos en relación a las medias de los países respectivos. El gráfico muestra el tipo de relación negativa que nos es familiar tras haber visto el caso de los estados norteamericanos y de las prefecturas japonesas. La correlación entre la tasa de crecimiento y el logaritmo del PIB inicial *per cápita* en el Gráfico 5 es de —0,72. Como las cifras están expresadas en relación a las medias de cada país, la relación que se observa en el Gráfico 5 se refiere a convergencia β dentro de países en vez de entre países y se corresponde con las estimaciones de la columna 1 en el Cuadro 1.

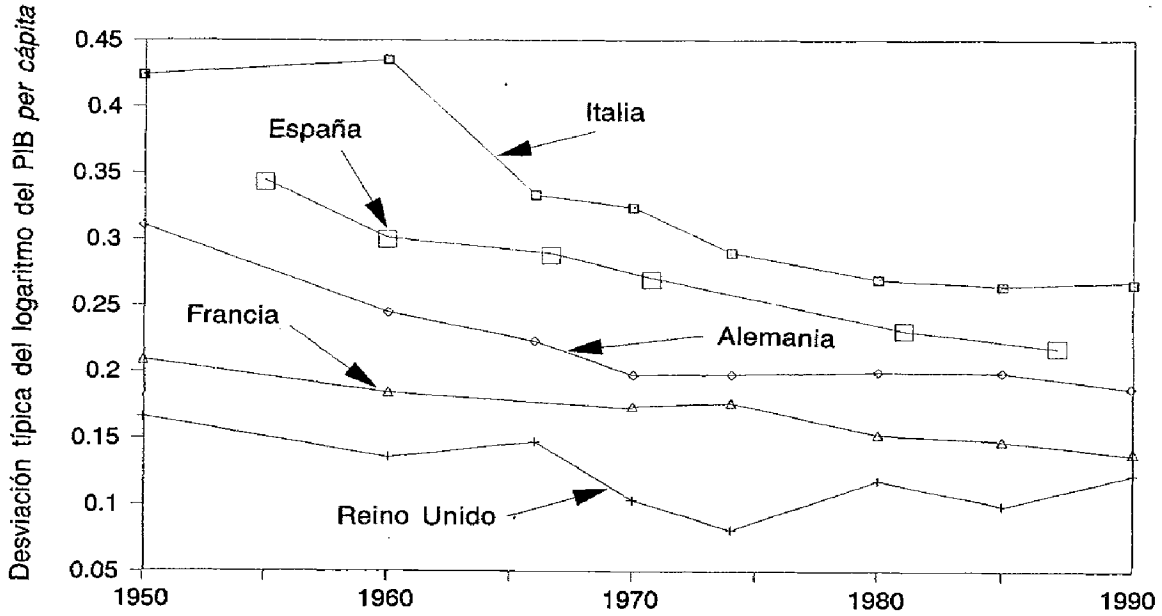
Las estimaciones obtenidas con la muestra larga para cada uno de los cinco países más grandes (Alemania, Reino Unido, Francia, Italia y España) se presentan en las cinco filas siguientes. Las estimaciones van desde 0,010 (e.e.: 0,003) para Italia hasta 0,030 (e.e.: 0,007) para el

Reino Unido. Las estimaciones restringidas de panel para cada país se muestran en la columna 3. Nótese que todas las estimaciones puntuales individuales están próximas a 0,02 o dos por ciento anual. Van desde 0,0148 para Francia hasta 0,0292 para el Reino Unido. Las estimaciones para España son 0,023 (e.e.: 0,007) con la muestra larga y 0,019 (e.e.: 0,004) para el panel con efectos fijos temporales (véase Dolado *et al.*, 1994) para un estudio detallado de la convergencia regional en España).

La última fila del cuadro muestra los resultados para Canadá durante el período 1961 a 1991 obtenidos por Coulombe y Lee (1993). La estimación de β con la muestra de 30 años es 0,024 (e.e.: 0,008).

GRAFICO 6

DISPERSION DEL PIB *PER CAPITA* ENTRE LAS REGIONES DE CINCO PAISES EUROPEOS



El Gráfico 6 muestra el comportamiento de σ_t para las regiones dentro de los cincos mayores países de la muestra: Alemania, Reino Unido, Italia, Francia y España. La clasificación de los países por el tamaño de su dispersión regional siempre es la misma: de mayor a menor dispersión, la clasificación es Italia, España, Alemania, Francia y el Reino Unido. El patrón generalmente observado muestra un descenso en σ_t en el tiempo y en todos los países, aunque desde 1970 en Alemania y el Reino Unido el cambio neto habido ha sido pequeño. En particular, el aumento en σ_t en el Reino Unido —el único productor de petróleo en la muestra europea— entre 1974 y 1980 refleja probable-

mente el efecto de las crisis del petróleo. En 1990, los valores de σ_t son 0,27 para Italia, 0,22 para España (en 1987), 0,186 para Alemania, 0,139 para Francia y 0,122 para el Reino Unido.

La principal lección que podemos extraer de esta sección es que existe convergencia, tanto en el sentido β como en el σ, entre las regiones de Estados Unidos, Japón, Europa, España y Canadá. La velocidad de convergencia β es sorprendentemente similar entre países: alrededor de un dos por ciento anual.

4. EXPLICACIONES ALTERNATIVAS DE LOS RESULTADOS

4.1. El modelo neoclásico

El modelo de crecimiento neoclásico tradicional es en la actualidad el modo convencional de explicar los resultados de convergencia obtenidos en la sección previa. Consideremos la versión del modelo con tasa de ahorro constante de Solow (1956) y Swan (1956). Sea s la tasa de ahorro constante, donde $0<s<1$. En una economía cerrada, el ahorro es igual a la inversión bruta, y la inversión bruta es, a su vez, igual al aumento neto en el *stock* de capital más la depreciación. En términos *per cápita*, el incremento en el *stock* de capital ($\dot{k}$) viene dado por

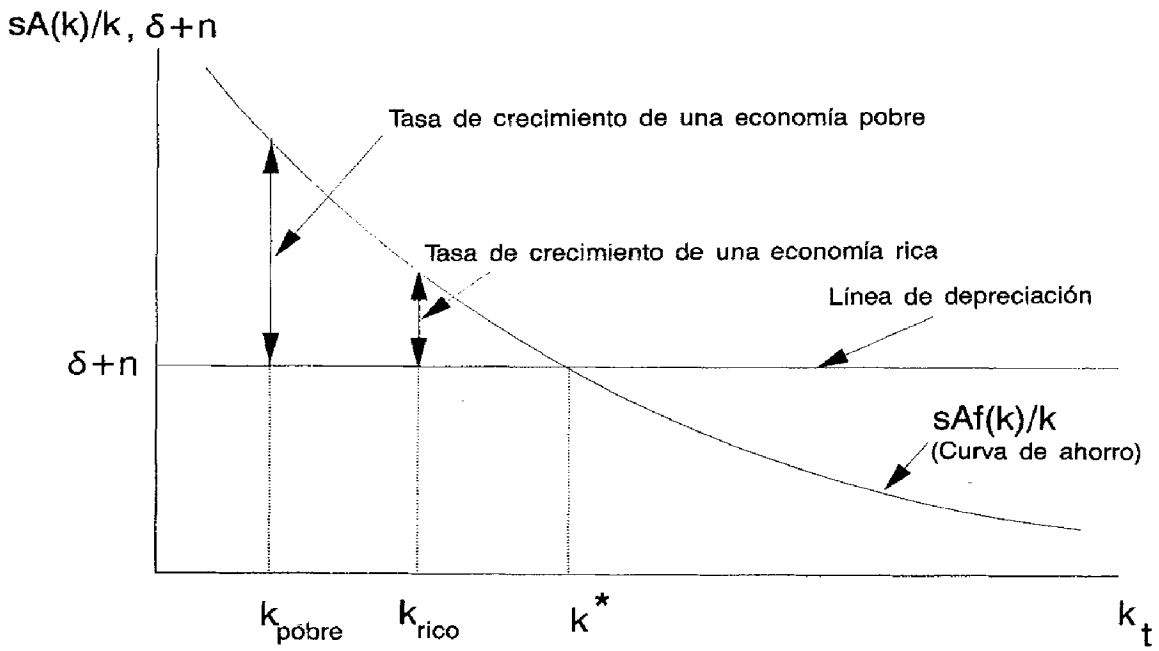
$$\dot{k} = s\,Af(k) - (\delta+n)\,k \qquad (6)$$

donde k es el *stock* de capital por persona, Af(k) la función de producción en términos *per cápita*, δ la tasa de depreciación y n la tasa exógena de crecimiento de la población. El parámetro A refleja el nivel de la tecnología, considerándose ésta en un sentido amplio que incluye distorsiones agregadas tales como la imposición, las imperfecciones de los derechos de propiedad y otros elementos similares. Suponemos por el momento que A, δ y n son constantes exógenas. La ecuación (6) es la ecuación diferencial fundamental del modelo Solow-Swan, la cual —dado k_0— describe el comportamiento dinámico del capital en el futuro. Si dividimos ambos lados de (6) entre k, obtenemos una expresión de la tasa de crecimiento del *stock* de capital, γ_k:

$$\gamma_k = s\,Af(k)/k - (\delta+n) \qquad (7)$$

Dado k_0, el comportamiento de la economía puede verse en el Gráfico 7. Dicho gráfico presenta dos funciones: una línea horizontal al nivel $\delta+n$, a la que llamaremos la *curva de depreciación* y una línea con pendiente negativa, $sAf(k)/k$, a la que llamaremos la *curva de ahorro*. La ecuación (7) nos dice que la tasa de crecimiento es la diferencia entre las dos. El supuesto neoclásico de rendimientos decrecientes del capital asegura que la curva de ahorro tiene pendiente negativa. Las condiciones de Inada (que también son supuestos habituales en el modelo neoclásico) aseguran que la curva de ahorro es vertical cuando k es igual a cero y se aproxima al eje horizontal cuando k tiende a infinito. Como la curva de ahorro toma todos los valores posibles entre cero e infinito, estamos seguros de que cruza la línea de depreciación al menos una vez (esto es, existe un punto de cruce). Como siempre tiene pendiente negativa, estamos seguros de que la cruza solamente una vez. Así, al punto de cruce se le llama *stock* de capital de estado estacionario.

GRAFICO 7
EL MODELO NEOCLASICO DE SOLOW Y SWAN



El aspecto importante a los efectos de nuestra discusión es que la curva de ahorro presenta pendiente negativa. Si pensamos que todas las economías que analicemos (digamos, todos los estados de Estados Unidos) tienen una tecnología similar (en el sentido de que presentan parámetros A y δ iguales), así como similares tasas de ahorro, s, y de crecimiento de la

población, n, entonces todas estas economías tenderán a converger a un único estado estacionario. El Gráfico 7 muestra que, en este caso, la tasa de crecimiento correspondiente a la economía pobre (cuyo *stock* de capital se denota por k_{pobre}) es mayor que la tasa de crecimiento de la economía rica (k_{rica}). Por tanto, si la única diferencia entre economías es el *stock* inicial de capital, el modelo neoclásico predice convergencia en el sentido de que las regiones pobres crecerán más rápidamente que las regiones ricas.[6]

La intuición que subyace a la predicción de convergencia del modelo neoclásico es que, debido a los rendimientos decrecientes del capital, cada aumento del *stock* de capital genera aumentos enormes de producto cuando el *stock* de capital es pequeño. Lo contrario ocurre si el *stock* de capital es elevado.

4.2. El modelo de crecimiento endógeno unisectorial

La predicción de convergencia del modelo neoclásico contrasta con la predicción de los modelos de crecimiento endógeno unisectoriales. Consideremos, por ejemplo, el modelo más sencillo dentro de éstos, el modelo AK. La tecnología lineal AK viola dos de los supuestos neoclásicos clave: los rendimientos decrecientes del capital y las condiciones de Inada. Si sustituimos la tecnología neoclásica Af(k) por la tecnología lineal Ak, entonces la ecuación de crecimiento (7) se convierte en

$$\gamma_k = s\,A - (\delta+n) \qquad (8)$$

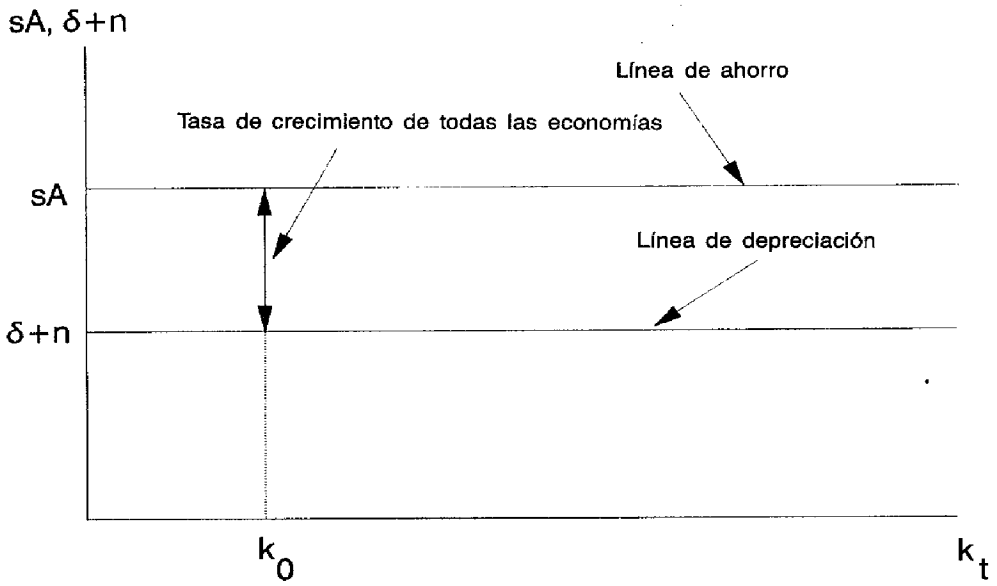
El comportamiento dinámico de este modelo se presenta en el Gráfico 8. La curva de depreciación sigue siendo una línea horizontal al nivel $\delta+n$. La curva de ahorro ya no tiene pendiente negativa sino que es una línea horizontal al nivel sA. El Gráfico 8 se ha trazado bajo el supuesto de que $sA>\delta+n$, lo cual implica la existencia de una distancia positiva y constante entre las líneas de ahorro y de depreciación y, como resultado, una tasa de crecimiento positiva y constante.

Consideremos ahora dos economías que difieren solamente en sus *stocks* de capital iniciales (k_{rica} y k_{pobre} en el Gráfico 9). El modelo pre-

[6] Si existen diferencias regionales en las tasas de ahorro, en las tecnologías o en las tasas de crecimiento de la población, entonces el modelo predice convergencia condicional, en la que es necesario mantener empíricamente constante el estado estacionario de cada economía (véase Barro y Sala-i-Martin, 1991 y 1992 y Mankiw, Romer y Weil, 1992). Véase también la discusión de la Sección 2.

dice que la tasa de crecimiento de las dos economías es la misma, de modo que no convergerán[7].

GRAFICO 8
EL MODELO UNISECTORIAL DE CRECIMIENTO ENDOGENO



El hecho de que el modelo neoclásico prediga convergencia y el modelo AK no, explica porqué la hipótesis de convergencia ha recibido tanta atención en los últimos años: es una manera sencilla de contrastar los dos modelos.[8]

4.3. Consideraciones de economía abierta: movimientos de capital interregionales

Los dos modelos descritos hasta ahora suponen que la economía es cerrada, puesto que en ellos no existe intercambio de bienes, activos o

---

[7] Si permitimos que existan diferencias regionales en A, s, δ ó n, entonces las tasas de crecimiento no serán las mismas en todas las economías. Sin embargo, no habrá una correlación negativa y sistemática entre la tasa de crecimiento y el nivel de renta inicial, a menos que A ó s (δ ó n) sean sistemáticamente mayores (menores) en las regiones pobres. No hay razón a priori para que esto sea así. De ahí que el modelo no prediga convergencia.

[8] Estrictamente hablando, la hipótesis de convergencia no es un contraste de crecimiento endógeno, sino, por el contrario, de ausencia de rendimientos decrecientes. Una tecnología CES (elasticidad de sustitución constante) con alta elasticidad de sustitución, por ejemplo, podría generar tasas de crecimiento positivas en el estado estacionario y convergencia. La razón es que la clave del crecimiento endógeno es la violación de la condición de Inada, mientras que la clave de la convergencia es la existencia de rendimientos decrecientes del capital. La función de producción CES mencionada anteriormente presenta rendimientos decrecientes del capital (de modo que predice convergencia) pero viola las condiciones de Inada (así que genera crecimiento endógeno). Véanse también las funciones de producción propuestas por Kurz (1968) y Jones y Manuelli (1990).

trabajo entre regiones. Sin embargo, las regiones estudiadas en la sección anterior no pueden considerarse economías cerradas: personas, capitales y bienes fluyen continuamente desde Massachussetts a Connecticut o desde Cataluña a Andalucía. La cuestión es cómo cambian las predicciones sobre convergencia cuando permitimos dicha movilidad.

Comencemos con los movimientos de capital. En el contexto del modelo neoclásico, el supuesto de perfecta movilidad del capital entre regiones conduce a movimientos instantáneos de capital desde las regiones ricas (con baja productividad marginal del capital) hacia las regiones pobres (con productividad marginal alta) de modo que las tasas de rendimiento del capital se igualan instantáneamente. Por tanto, el modelo neoclásico con movilidad perfecta del capital predice la convergencia instantánea de los niveles de producción entre las regiones dentro de las cuales el capital se mueve libremente.

Por el contrario, el modelo de crecimiento endógeno no predice la convergencia del consumo o del producto nacional bruto, incluso con el supuesto de movilidad del capital. Si suponemos que el producto marginal neto del capital, A, es el mismo en todas las economías, entonces el capital no se mueve porque la tasa de rendimiento es igual en todas partes. La tasa de crecimiento en este caso es independiente de la riqueza de la economía. Si algunas regiones tienen productos marginales netos mayores que otras, entonces todo el capital se invertirá en la región con la diferencia $A_i - \delta_i$ más elevada. El PIB de las otras regiones desaparecerá hasta anularse. Por otra parte, el PNB y el consumo crecerán a la tasa constante mundial $sA_i - \delta_i - n$ (el PNB será igual a los pagos netos a los factores procedentes del exterior, los cuales crecen a la tasa de crecimiento mundial).

El marco con movilidad perfecta del capital no sólo carece de validez desde un punto de vista empírico, sino que es claramente poco realista. Barro, Mankiw y Sala-i-Martin (1992) proponen un modelo con movilidad parcial del capital, que exponemos seguidamente. Consideremos una función de producción con tres bienes (K, H y L). Los dos primeros bienes (K y H) son dos *stocks* de capital que es preciso acumular. Imaginemos, por ejemplo, que la producción se obtiene mediante una función Cobb-Douglas[9] que presenta rendimientos constantes de escala

[9] Ellos también muestran que resultados cualitativos y cuantitativos similares se aplican para parámetros razonables de la función de producción CES.

$$Y = A\ K^{\alpha}\ H^{\beta}\ L^{1-\alpha-\beta} \qquad (9)$$

En un marco de economía cerrada, la participación del capital relevante es la suma de los exponentes de los dos bienes de capital, $\alpha+\beta$. El modelo en este caso sería neoclásico si $\alpha+\beta<1$ (rendimientos decrecientes del *stock* de capital agregado). Si $\alpha+\beta$ fuese igual a uno, entonces el modelo sería simplemente un modelo AK como el discutido en una subsección anterior, en la cual el producto es lineal en el capital agregado.

Para que éste sea un modelo con movilidad parcial del capital, supondremos que K puede usarse como colateral (garantía) en transacciones financieras internacionales o interregionales (es decir, K es perfectamente móvil), que H es un bien de capital que no puede usarse como colateral (H no es móvil entre regiones) y que L es el trabajo. Supondremos que los mercados financieros mundiales se encuentran en un equilibrio que proporciona un tipo de interés real mundial r^*. El supuesto de movilidad perfecta de K implica que su tasa de rendimiento neta, dada por $\alpha Y/K-\delta$ es igual al tipo de interés real mundial, r^*, en todos los períodos, es decir:

$$\alpha Y/K = r^* + \delta \qquad (10)$$

Esta relación puede reescribirse como $K=\alpha Y/(r^*+\delta)$. Sustituyendo esta expresión en la función de producción, obtenemos

$$Y = \bar{A} H^{\varepsilon}\ L^{1-\varepsilon} \qquad (11)$$

donde $\varepsilon=\beta/(1-\alpha)$ es la participación del capital relevante y $\bar{A}$ es una constante irrelevante. La ecuación (11) es una función de producción de forma reducida que incorpora el hecho de que el capital móvil responderá automáticamente a cualquier cambio en el capital inmóvil, H, o en el trabajo, L.

Esta función de producción es muy similar a las utilizadas en la subsección anterior. Su *stock* de capital, H, necesita ser acumulado mediante la reducción del consumo presente y muestra rendimientos decrecientes de H si $\varepsilon<1$ y rendimientos constantes si $\varepsilon=1$.

Si, al igual que en la subsección anterior, suponemos que la tasa de ahorro es una constante s, entonces la tasa de crecimiento del capital inmóvil por persona (γ_h) vendrá dada por

$$\gamma_h = s\,Ah^{\varepsilon} - (\delta+n) \qquad (12)$$

donde h es el *stock* de capital inmóvil por persona, h≡H/L. Nótese la similitud existente entre (12) y (7). La implicación de (12) es que si la función de producción original es neoclásica en el sentido de que $\alpha+\beta<1$, entonces la tasa de crecimiento de la economía decrece con h (téngase en cuenta que si $\alpha+\beta<1$, entonces $\varepsilon=\beta(1-\alpha)<1$). En consecuencia, el modelo sigue prediciendo convergencia. Si, por otra parte, el modelo original fuese de crecimiento endógeno, $\alpha+\beta=1$, entonces la introducción de movilidad parcial del capital no lleva a que el modelo prediga convergencia (es decir, si $\alpha+\beta=1$, entonces $\varepsilon=\beta/(1-\alpha)=1$, de modo que el producto sigue siendo lineal en el capital).

Además, Barro, Mankiw y Sala-i-Martin (1992) muestran que la velocidad de convergencia predicha para una economía cerrada (donde ni K ni H son móviles) es muy similar a la velocidad predicha por un modelo de economía abierta donde la participación del capital móvil, K, es menor de la mitad del capital total. Por ejemplo, si α (la participación del capital móvil) es alrededor de 0,3 y β está próximo a 0,45, entonces la velocidad de convergencia en una economía cerrada es de 0,015, mientras que la velocidad de convergencia en una economía abierta con movilidad parcial del capital es 0,02 o dos por ciento anual.[10] Esta cifra es muy parecida a la que encontramos en distintas muestras. La conclusión es que, desde un punto de vista práctico, el supuesto de economía cerrada no conduce a resultados muy erróneos, siempre que uno crea que la movilidad existe pero no es perfecta.

La principal lección es que el modelo neoclásico con movilidad parcial del capital es consistente con la evidencia empírica sobre convergencia. Por otro lado, el modelo de crecimiento endógeno unisectorial no predice la convergencia con independencia de que la movilidad del capital sea perfecta, parcial o inexistente.

4.4. Errores de medida y disparidades de precios

Las regresiones del Cuadro 1 pueden exagerar el coeficiente estimado de convergencia β si la renta real presenta errores de medida. La ecuación (5) puede reescribirse como

[10] Este análisis supone que $\delta=0,05$, $n=0,02$, y que la productividad crece a una tasa de 0,02.

$$\frac{1}{T} \log(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0}) = B + (e^{-\beta T}/T) \log(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0+T} \qquad (13)$$

Supongamos que el valor observado en la fecha t, $\log(\tilde{y}_{it})$, difiere del auténtico valor, $\log(y_{it})$, en un error de medida aleatorio:

$$\log(\tilde{y}_{it}) = \log(y_{it}) + \eta_{it} \qquad (14)$$

Al tratarse de un error de medida transitorio puro, η_{it} sería ruido blanco. Entonces, como es bien sabido, el error de medida en $\log(\tilde{y}_{it})$ implicado por la ecuación (14) provoca que la estimación mínimo-cuadrática del coeficiente ($e^{-\beta\tau}/T$ en la ecuación (13)) presente un sesgo hacia cero. Como el término $e^{-\beta\tau}/T$ en la ecuación (13) es decreciente en β, la estimación no lineal, $\hat{\beta}$, origina una sobreestimación de β en muestras grandes.

Podemos obtener una cota para la inconsistencia inducida por el error de medida transitorio. La ecuación (13) implica que la tasa de crecimiento de la renta entre dos fechas futuras cualesquiera, $t_{0+\tau}$ y t_{0+T}, viene dada por:

$$\frac{1}{T} \log(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0+\tau}) = B - \frac{e^{-\beta\tau} - e^{-\beta T}}{T-\tau} \log(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0,t_0,+T} \qquad (15)$$

donde $T>\tau>0$ y $u_{i,t_0+\tau}$ depende de los términos de error u_{it} entre las fechas $t_{0+\tau}$ y t_{0+T}. La ecuación (15) relaciona la tasa de crecimiento desde $t_{0+\tau}$ a t_{0+T} con el nivel de renta *per cápita* en una fecha anterior, t_0. Nótese que la ecuación (5) es un caso especial de (15) cuando τ es igual a cero.

Suponemos que el error de medida, η_{i,t_0}, es independiente de η_{i,t_0+T} para $t<\tau$. Esta condición se cumple para todo $\tau>0$ si η_{it} es ruido blanco, pero también se cumple para un τ suficientemente grande si el error de medida presenta persistencia en el tiempo. Si suponemos que η_{i,t_0} es independiente de u_{i,t_0,t_0+T}, entonces la estimación mínimo-cuadrática de la ecuación (15) proporciona una infraestimación de la magnitud del coeficiente $\frac{e^{-\beta\tau} - e^{-\beta T}}{T-\tau}$. También podemos mostrar que este término es creciente en β si $\beta<[\log(T/\tau)]/(T-\tau)$. En la práctica, si utilizamos los valores τ=10 años y T=20 años, entonces el término $\frac{e^{-\beta\tau} - e^{-\beta T}}{T-\tau}$

es creciente en β si $\beta<0,07$ (anual). En consecuencia, para ese rango de β y para muestras grandes, la infraestimación del coeficiente que multiplica a $\log(y_{i,t_0})$ en la ecuación (15) se corresponde con una infraestimación de β en muestras grandes. Como este sesgo va en dirección contraria al encontrado en la ecuación (5), entonces podemos utilizar regresiones de la forma (15) para acotar el tamaño del sesgo.

Barro y Sala-i-Martin (1992) han efectuado regresiones del tipo (15), encontrando que los coeficientes β estimados son muy similares a los presentados en el Cuadro 1. De ahí se sigue que es improbable que los errores de medida transitorios tengan una gran influencia sobre los resultados de convergencia.

Una forma alternativa de tratar los errores de medida consiste en el uso de variables instrumentales. Para los estados de Estados Unidos, hemos instrumentado la renta inicial mediante el número de televisores por persona, los gastos en restaurantes y en otro tipo de diversiones, y hemos encontrado escasa evidencia de cambios en las estimaciones de β.[11] La conclusión es que, aunque el error de medida siempre está presente, no es el motivo principal que subyace a los resultados de convergencia.

Aparte de los problemas de medida habituales, una razón para esperar errores estriba en que dividimos todas las variables nominales de cada año entre un índice de precios común. El hallar la convergencia interregional en niveles de producción podría explicarse mediante la existencia de convergencia interregional en niveles de precios aunque no existiera convergencia real. Esta es otra forma de error de medida. Dos de las muestras que hemos utilizado aquí disponen de precios regionales: Japón y Canadá. Shioji (1992) estima la velocidad de convergencia en las prefecturas de Japón para el mismo subperíodo que presentamos en el Cuadro 1. La única diferencia entre sus estimaciones y las nuestras es que él deflacta la renta *per cápita* por prefectura con los niveles de precios de esa prefectura. Sin embargo, las velocidades de convergencia que él estima son prácticamente idénticas a las presentadas en el Cuadro 1. Esto sugiere que la existencia de errores de medida en los niveles de precios no parece ser responsable del patrón de convergencia interregional observado en Japón.

[11] Estas variables están correlacionadas con la renta inicial y no afectan a la tasa de crecimiento. Dichas variables se han calculado por agencias estadísticas diferentes de manera que, si se han calculado con error, esperamos que este error no esté sistemáticamente relacionado con el error en la renta. Por tanto, pensamos que estas variables son buenos instrumentos.

Coulombe y Lee (1993) presentan coeficientes de convergencia para las provincias canadienses utilizando deflactores de precios provinciales y encuentran velocidades de convergencia similares. De nuevo, la convergencia en precios no parece ser la explicación de la convergencia observada en Canadá.

La principal lección es que es improbable que los errores de medida y la dispersión de precios entre regiones sean candidatos adecuados para explicar los resultados de convergencia que se muestran en el Cuadro 1 y en los Gráficos 1 a 6.

4.5. Políticas públicas de ámbito nacional

Una interesante posibilidad de explicación de nuestros resultados de convergencia es que el gobierno del país cuyas regiones estamos estudiando redistribuya intencionalmente la renta entre las regiones, de manera que parezca que la convergencia se da a una velocidad de alrededor del dos por ciento anual.

Aunque no podamos explorar esta posibilidad en todas nuestras muestras, hay indicios de que éste no es el mecanismo de convergencia que está operando. En primer lugar, en Estados Unidos (país para el que hay datos disponibles sobre transferencias) el patrón de convergencia, en los sentidos β y σ, parece ser exactamente el mismo para la renta neta de transferencias y para la renta bruta de transferencias (véase el Gráfico 2). Además, dicho patrón de convergencia parece existir tanto para la renta *per cápita* como para el Producto Interior Bruto. Los datos regionales europeos de que disponemos son del PIB. Esta medida de producto se refiere a la producción antes de transferencias. Esta evidencia, tomada en su conjunto, sugiere que las transferencias públicas juegan un papel menor, desde un punto de vista empírico, para explicar la convergencia.

No obstante, el gobierno podría inducir convergencia mediante gastos, contrataciones de personal e inversiones en las regiones relativamente pobres y financiados con impuestos obtenidos en las regiones relativamente ricas. Sin embargo, si esto fuese cierto, la convergencia debería desaparecer de nuestras muestras regionales una vez que tales medidas del gasto público se mantienen constantes. Sala-i-Martín (1990) añade medidas de gasto federal, inversión y empleo a una regresión efectuada con estados pertenecientes a Estados Unidos y encuentra escasos cambios en los coeficientes de convergencia.

De hecho, en Estados Unidos parece no haber relación entre el nivel de renta de una región y el volumen de gasto o empleo del gobierno federal en esa región. Es decir, el gasto del gobierno federal norteamericano se decide por razones políticas, por razones de grupos de presión (*lobbies*), o por otras razones, pero no parece estar sistemáticamente relacionado con el grado de pobreza del estado de destino.

Finalmente, puede argumentarse que el efecto del gobierno en el proceso de convergencia es pequeño, al observarse que la velocidad de convergencia es sorprendentemente similar en las diferentes muestras. Como el grado en que los gobiernos utilizan esas políticas es muy diferente, el hecho de que la velocidad de convergencia sea muy similar entre países sugiere que la política pública juega un papel muy pequeño en el proceso global de convergencia regional.

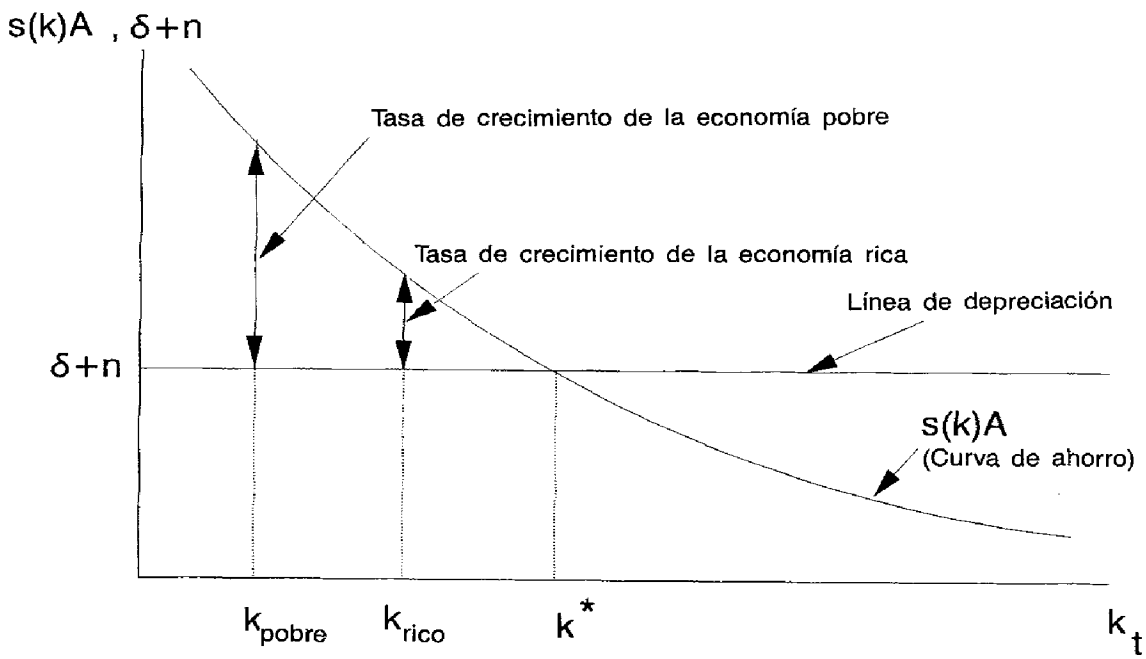
4.6. *Teorías alternativas de la convergencia*

El modelo neoclásico es claramente un buen candidato para explicar los resultados de convergencia. Ahora podemos preguntarnos si modificando el modelo AK en alguna medida, dicho modelo también puede llegar a predecir convergencia.

Empecemos observando el Gráfico 8, que nos dice que si A, s, δ y n son constantes, entonces la tasa de crecimiento es independiente del *stock* de capital. Podemos pensar que el modelo neoclásico relaja el supuesto de que la productividad media del capital (que viene dada por A en el Gráfico 8) es una constante, de modo que la existencia de rendimientos decrecientes del capital haga que la productividad marginal del capital sea una función decreciente de k. La curva de ahorro pasa a tener pendiente negativa, de modo que las curvas de ahorro y de depreciación están más cerca a medida que k aumenta (véase el Gráfico 9). Esto es, el modelo predice convergencia.

Mediante un razonamiento similar, podemos generar convergencia en el modelo AK si el nivel tecnológico, A, es una función decreciente de k, o si la tasa de crecimiento de la población, n, o la tasa de depreciación, δ, son funciones crecientes de k. En los dos últimos casos, la curva de ahorro seguiría siendo horizontal al nivel sA, pero la línea de depreciación $\delta(k)+n(k)$ tendría pendiente positiva.

GRAFICO 9
EL MODELO AK CON s(k) y s'(k)<0



4.6.1. Endogeneización de la tasa de ahorro

En el Gráfico 9 podemos ver que si la tasa de ahorro fuera decreciente en k, entonces podría generarse un modelo de crecimiento endógeno que predijera convergencia. Toda la literatura sobre crecimiento endógeno ha utilizado marcos conceptuales donde los agentes eligen óptimamente su consumo y su ahorro. En otras palabras, se permite que la tasa de ahorro se mueva libremente con k. Sin embargo, la predicción general es que si la tecnología es lineal en el capital, entonces la tasa de ahorro no cae con k sino que óptimamente queda fijada en una constante. Por ejemplo, esto es cierto para todas las elasticidades de sustitución intertemporal positivas (siempre que esta elasticidad se mantenga constante). Para que la tasa de ahorro cayese durante la transición, necesitaríamos que la tasa de rendimiento cayera abruptamente. El problema es que la tasa de rendimiento de una economía AK es constante.

Podríamos postular funciones de utilidad que disten mucho de ser homogéneas. En tales economías la tasa de ahorro podría tener un comportamiento no monotónico a pesar de que existiera una tasa de rendimiento constante. Por ejemplo, podríamos pensar en una función de utilidad Stone-Geary con un nivel de consumo de subsistencia.

Cuando la economía es pobre, la tasa de ahorro es realmente baja, porque la gente necesita consumir toda su renta para satisfacer el nivel de consumo mínimo. A medida que la economía crece, la tasa de ahorro aumenta. Por tanto, la tasa de ahorro depende del *stock* de capital. ¡El problema es que lo hace en la dirección opuesta a la que estamos buscando!

4.6.2. Endogeneización de la fertilidad

El supuesto de una tasa de crecimiento de la población constante (independiente del *stock* de capital) es claramente insatisfactorio. Al contrario que en la mayoría de los modelos económicos, en el mundo real la mayor parte de los niños vienen al mundo a través de una decisión consciente de sus padres y en reacción a las condiciones económicas. Los padres desean tener niños porque los aman. El problema es que tener niños es costoso.[12]

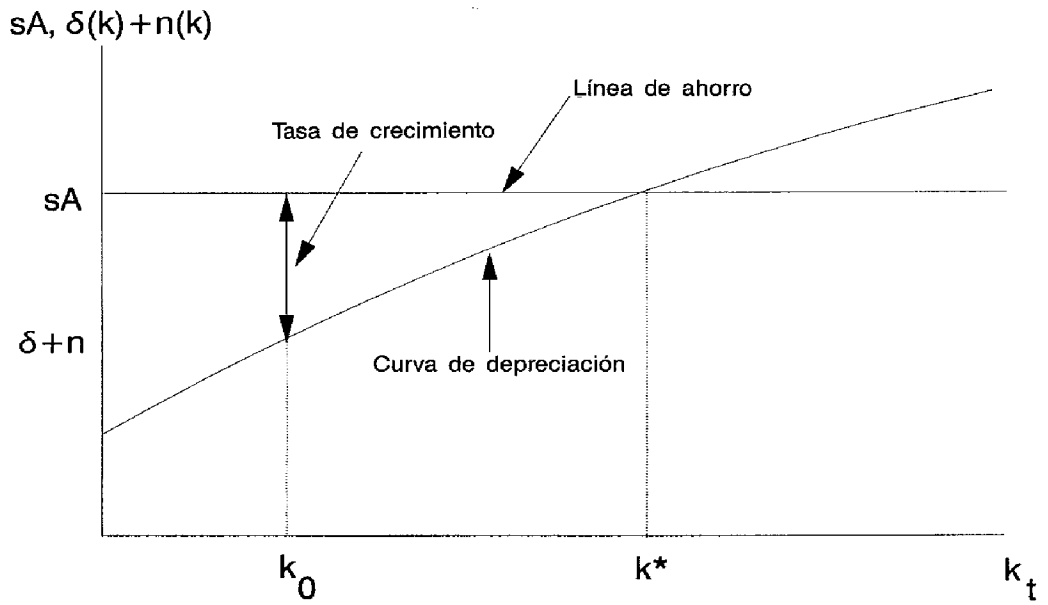
El *stock* de capital afecta a la decisión de tener hijos de manera directa e indirecta a través de sus efectos sobre el salario y el tipo de interés. En primer lugar, en la medida en que los padres emplean parte de su tiempo en criar a los hijos, un salario más alto (que es una función positiva del *stock* de capital) tenderá a hacer más costoso el tener hijos y, por tanto, reducirá la fertilidad. En segundo lugar, como los hijos terminarán formando parte de la fuerza laboral, salarios más altos representan mayores tasas de rendimiento de la inversión en hijos y, por tanto, aumentarán la fertilidad. El tipo de interés (que también se ve afectado por el *stock* de capital) presenta también dos efectos sobre la conveniencia de tener hijos. En primer lugar, un tipo de interés más alto reduce la fertilidad actual a cambio de una mayor fertilidad futura (este efecto, que es similar al efecto de suavizar el consumo, existe porque los padres desean suavizar el consumo de hijos en el tiempo). Y en segundo lugar, un tipo de interés más alto eleva la tasa a la cual los padres descuentan los salarios futuros de los hijos. Finalmente, el *stock* de capital puede tener un efecto directo sobre el coste de tener hijos si pensamos que es necesario que los padres proporcionen a los hijos un nivel de capital humano consistente con la sociedad en que éstos tendrán que vivir (de manera que en sociedades con un nivel de educa-

[12] Estrictamente hablando, tener un hijo no es en realidad tan caro (unas dos copas, 600 calorías y un cigarrillo). Cuando hablamos del «coste de tener hijos» en realidad queremos decir «el coste de criar hijos»:

ción muy elevado, los padres tendrán que proporcionar a los hijos un *stock* de capital humano elevado que les permita sobrevivir). Así, a medida que k aumenta, también lo hacen los costes de tener hijos.

La idea fundamental es que, en general, la fertilidad será una función de k. Sin embargo, en términos de la hipótesis de convergencia, necesitamos argumentar que esa función de k es positiva, de modo que a medida que la economía se desarrolla, la distancia entre las curvas de ahorro y depreciación se reduce (como en el Gráfico 10).

GRAFICO 10
EL MODELO AK CON s(k), n(k), s'(k)>0 y n'(k)>0



Barro y Sala-i-Martin (1994, capítulo 9) desarrollan un modelo de crecimiento neoclásico con fertilidad endógena y muestran que, para formas muy plausibles de las funciones de utilidad y de producción, la fertilidad presenta una forma de U invertida: aumenta con k para niveles bajos de k, pero luego cae con k. La evidencia empírica existente sugiere que esta es una predicción correcta sobre la fertilidad. El proceso de desarrollo económico conlleva una fertilidad creciente cuando los países son realmente pobres pero están creciendo, mientras que la fertilidad cae cuando los países son ricos.

El problema es que los países que hemos estudiado empíricamente son bastante ricos. En particular, todos ellos se encuentran en la región de tasas de fertilidad decrecientes. Si queremos explicar la fertilidad y simultáneamente generar convergencia, entonces endogeneizar la fertilidad no parece ser una vía muy prometedora.

4.6.3. Endogeneización de la depreciación

Otra manera de obtener una «curva de depreciación» con pendiente positiva como en el Gráfico 10 es que la tasa de depreciación sea una función creciente de k. Sorprendentemente, no existen teorías que relacionen la tasa de depreciación física con el *stock* de capital. La tasa de depreciación continúa siendo un área de investigación aún por explorar.

Varias teorías del ciclo económico sobre utilización endógena de la capacidad productiva relacionan la tasa de depreciación con las condiciones económicas durante el ciclo. La idea es que si el capital es irreversible, entonces las perturbaciones que reducen el *stock* deseado de capital hacen que las empresas reduzcan dicho *stock* de capital mediante una utilización muy intensiva de éste. Esto eleva la tasa de depreciación porque la maquinaria tiende a deteriorarse con más rapidez cuando se usa muy intensivamente. Sin embargo, este argumento no parece aplicable directamente al comportamiento a largo plazo de una economía.

Una manera de conseguir que la tasa de depreciación aumente con el *stock* de capital es a través del capital humano y su obsolescencia. Imaginemos que el *stock* de capital humano eleva la tasa de innovación tecnológica. Esto es cierto en algunos modelos de investigación y desarrollo (I+D) como los de Romer (1990) y Grossman y Helpman (1991). Imaginemos también que después de terminar sus estudios (o pasada cierta edad) la gente carece de la capacidad de aprender técnicas nuevas. Sin embargo, estas técnicas previamente aprendidas pueden quedarse obsoletas a medida que se inventen nuevas tecnologías. Por ejemplo, éste es el caso de los economistas que se graduaron en la década de los sesenta y que aprendieron a crear modelos macroeconómicos keynesianos a gran escala. Los desarrollos tecnológicos de los años setenta dejaron obsoletos sus conocimientos, de forma que la tasa de depreciación económica (quizá no la física o mental) de su capital humano se aceleró rápidamente. Cuanto mayor sea la tasa de progreso tecnológico, mayor será la tasa a la cual se hace obsoleto o se deprecia el capital humano. Como hemos defendido anteriormente que esta tasa de progreso tecnológico era una función del *stock* de capital humano, de aquí se sigue que la tasa de depreciación del capital humano es también una función positiva del *stock* de capital humano. Aunque ésta es una explicación potencial de los resultados de convergencia, al menos hasta

donde yo sé, esas ideas no han sido desarrolladas en un modelo de equilibrio completamente especificado ni puestas en práctica empíricamente.

4.6.4. Migración

Al igual que la movilidad del capital físico, la movilidad de las personas podría ser una explicación potencial de la convergencia interregional hallada. Mientras que el capital tiende a moverse desde lugares con tasas bajas de rendimiento hacia lugares con tasas altas, el trabajo tiende a moverse desde economías con salarios bajos u otras características desfavorables a otras con salarios altos u otros elementos favorables. Anteriormente encontramos que la movilidad del capital tiende a acelerar el proceso de convergencia. A continuación mostraremos cómo la migración tiende a funcionar de la misma manera.

La migración difiere del crecimiento natural de la población (nacimientos menos defunciones) al menos en tres elementos. En primer lugar, en el caso de la migración, el crecimiento en la población de la economía de destino es el reflejo del decrecimiento en la población de la economía de donde procede el flujo migratorio. Es decir, emigración e inmigración son las dos caras del mismo proceso. En segundo lugar, al contrario de los recién nacidos, normalmente los emigrantes van a la región de destino con un cierto capital ya acumulado. La mayor parte de este capital es humano pero a veces también pueden llevar capital físico o financiero. En tercer lugar, los residentes en una economía tienden a preocuparse de los recién nacidos (sus propios hijos) pero no de los emigrantes. Esta diferencia en los vínculos con la población existente genera diferencias en el modo en que el crecimiento de la población interactúa con el comportamiento del ahorro y, por tanto, con las tasas de crecimiento económico.

La manera más sencilla de considerar la migración consiste en introducir movimientos de población en el modelo de economía cerrada de Solow-Swan con tasas de ahorro constantes.[13] Sea M(t) el flujo de emigrantes en el momento t (M puede ser positivo o negativo) y sea k(t) la cantidad de capital que cada emigrante lleva consigo. Supondremos que el capital no puede moverse por sí mismo, de modo

[13] Dolado, Goria e Ichino (1993) presentan un modelo neoclásico donde el capital humano se separa explícitamente del capital físico. Aunque esta distinción es importante desde un punto de vista empírico, no es crucial para los resultados de esta sección. Por tanto, no la tendremos en cuenta en el análisis.

que la cantidad de capital que cada emigrante lleva consigo tiene importancia para los resultados (en efecto, el transporte de capital que efectúa el emigrante representa una movilidad parcial del capital). Como estamos considerando el capital como una medida amplia que incluye el capital humano, tendemos a pensar que k es un número positivo (los emigrantes normalmente llevan consigo cantidades pequeñas o nulas de capital físico, pero cantidades positivas de capital humano). Dolado, Goria e Ichino (1994) muestran que, en las migraciones internacionales, la proporción de capital humano que llevan los emigrantes consigo es sustancialmente menor que uno, aunque varía dependiendo del país de destino. Borjas, Bronnars y Trejo (1993) estiman que la escolarización del emigrante medio entre estados en Estados Unidos es superior en dos años a la del nativo medio de las regiones de destino. Este pequeño exceso de capital humano habría sido contrarrestado por la falta de capital físico del emigrante, de modo que la medida amplia de k/k sería todavía menor que uno.

La tasa de crecimiento natural de la población y de la población activa autóctona es la constante n. La tasa de crecimiento global de la población será, entonces

$$\dot{L}/L = n + M/L = n + m \tag{16}$$

donde m=M/L es la tasa migratoria. El cambio en el *stock* de capital nacional viene dado por

$$\dot{K} = s\,AF(K,L) - \delta K + kM \tag{17}$$

donde s es la tasa de ahorro constante. El nuevo elemento es kM, que es el volumen de capital que cada emigrante lleva consigo, multiplicado por el número de emigrantes. La tasa de crecimiento del capital por persona pude determinarse utilizando las ecuaciones (17) y (16):

$$\gamma_k = s\,Af(k)/k - \{\delta+n+m[1-(k/k)]\} \tag{18}$$

Nótese que la curva de depreciación incluye ahora el término m[1—(k/k)], que está relacionado con la migración. Si los emigrantes (al igual que los recién nacidos) no llevasen capital consigo, de modo que k/k≡0, entonces la tasa migratoria simplemente se añade a la tasa de crecimiento natural de la población, n. Si el *stock* de capital de los emigrantes es igual a k, de modo que k/k=1, entonces la migración no tiene

efectos sobre la tasa de crecimiento. Pero si m difiere de cero y k de k, entonces la curva de depreciación depende de k. Su pendiente concreta dependerá de cómo dependa m de k (si es que depende).

En consecuencia, la pregunta siguiente es qué determina la tasa migratoria, m. En general, pensaríamos que la migración responde positivamente al valor presente de los salarios nacionales comparados con el valor presente de esos salarios en otras economías. Bajo condiciones dadas en otras economías, un k más elevado aumenta el salario interno y tiende por tanto a elevar la tasa migratoria (aumentar la inmigración y/o reducir la emigración). Así, aquí supondremos que existe una relación positiva entre m y k:

$$m = m(k) \tag{19}$$

donde $m'(k)>0$. Braun (1993) y Barro y Sala-i-Martin (1994, capítulo 9) presentan un modelo de migración donde los agentes comparan los beneficios de cambiar su lugar de residencia con los costes de hacerlo; ellos muestran que, de hecho, la tasa migratoria es una función positiva de k.

Definamos el término global de migración en (18) como

$$\xi(k) \equiv m(k) - m(k)\ (k/k) \tag{20}$$

donde $\xi'(k)>0$ ya que $m'(k)>0$, $k<k$ y $m(k)>0$. La tasa de crecimiento viene dada por

$$\gamma_k = s\ Af(k)/k - [\delta+n+\xi(k)] \tag{21}$$

Nótese que la curva de depreciación es ahora una función de k con pendiente positiva porque $\xi'(k)>0$. Si la economía es neoclásica, este efecto tiende a reforzar la tendencia a la convergencia si $k/k<1$. La intuición es la siguiente. En primer lugar, los emigrantes tienen menos capital que la población autóctona, de modo que tienden a reducir la tasa de crecimiento de la economía que los acoge (al igual que la depreciación). En segundo lugar, las regiones ricas tienden a atraer más a ese tipo de gente. De aquí se sigue que el proceso migratorio tenderá a reducir las tasas de crecimiento de las regiones ricas. Por tanto, existe una tendencia adicional a la convergencia.

La cuestión es si la migración por sí sola puede generar convergencia en un modelo AK. Dada una función de migración, m(k), la

ecuación (21) nos dice que la tasa de crecimiento del capital está relacionada negativamente con k, incluso en el modelo lineal AK (en el Gráfico 10 vemos que la línea sA es horizontal, mientras que la curva de depreciación tiene pendiente positiva, de modo que la distancia entre ambas curvas se reduce a medida que el capital aumenta). El problema es que la función de migración no debería ser independiente de la participación del capital en la función de producción. Cuando la participación del capital se incrementa hacia uno (es decir, según la economía se aproxima al modelo AK), entonces la proporción que los salarios (o el factor trabajo) representan sobre la renta cae. Por tanto, anticipamos que la sensibilidad de la migración al capital caerá porque el beneficio de mover factor trabajo desde un lugar a otro disminuirá. Esto significa que, aunque la migración puede acelerar el proceso de convergencia cuando la función de producción es neoclásica, la migración por sí sola no puede generar convergencia en el modelo de crecimiento endógeno. De ahí que, desde una perspectiva teórica, la migración no parece que sea una explicación de los resultados de convergencia regional.

Utilizando formas funcionales explícitas para migración y producción, Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992 y 1994) muestran que la sensibilidad de la migración a la renta inicial es pequeña y alrededor de 0,0025 para Estados Unidos, Japón y Europa (Alemania, Francia, Reino Unido, Italia y España). En otras palabras, un diferencial del diez por ciento en la renta provoca una tasa migratoria que cambia la tasa de crecimiento de la población en un 0,25 por ciento. Teniendo esto en cuenta, ellos muestran que los coeficientes de convergencia prácticamente no varían si se permite que existan migraciones interregionales. De ahí que, desde un punto de vista empírico, las migraciones tampoco parecen ser la respuesta.

4.6.5. Difusión de la tecnología

Otra forma de generar convergencia es permitir aproximaciones entre países en su nivel tecnológico, A. En 1962, Nelson y Phelps postularon que la tasa de progreso técnico de un país era una función de la distancia entre su nivel de tecnología y el del líder mundial. En otras palabras,

$$\dot{A}_i/A_i = \lambda\,(A_{líder} - A_i) \qquad (22)$$

donde A_i es el nivel tecnológico de la región i, y $A_{líder}$ es el nivel tecnológico del líder mundial. Si incorporamos este supuesto en un modelo AK, podemos fácilmente generar convergencia en niveles de renta *per cápita* (el capital puede no converger pero sí lo hará el parámetro A).

Podemos incorporar esta idea en los modelos modernos de crecimiento endógeno e I+D explorados por Romer (1990) y Grossman y Helpman (1991). Estos modelos suponen que el progreso técnico adopta la forma de nuevos tipos de bienes de capital y generan crecimiento endógeno porque no hay rendimientos decrecientes en el número de bienes. Los nuevos bienes son creados por empresas que llevan a cabo programas de investigación y desarrollo para obtener dichos bienes, patentarlos y extraer beneficios de monopolio de su venta. Estos modelos demuestran que, todo lo demás constante, la tasa de crecimiento es una función negativa del coste de inventar nuevos productos (el coste de la I+D).

Uno puede adaptar esos modelos incorporándoles difusión tecnológica (véase Barro y Sala-i-Martin, 1994, capítulo 8). Por ejemplo, podemos pensar en países retrasados que pueden ser capaces de imitar los productos inventados en las naciones líderes. El proceso de imitación sería similar al proceso de I+D, puesto que una fracción de los recursos tendrá que dedicarse a aprender cómo imitar el producto. La tasa de crecimiento de estos países imitadores sería una función de los costes de imitación. En la medida en que los costes de imitación sean más bajos que los costes de innovación, los países retrasados tenderían a crecer más deprisa, de modo que las economías convergerían.

La cuestión es qué sucede cuando los países pobres e imitadores (que crecen más rápidamente que los países ricos e innovadores) alcanzan por completo a éstos, de forma que no existen más bienes que imitar (uno podría pensar que esta situación es aplicable hoy en día a Japón). Presumiblemente, estos países tendrán que convertirse en innovadores y tendrán que pagar el mayor coste de la innovación, con lo que su tasa de crecimiento se reducirá.

También podríamos pensar que el coste de imitación es una función negativa de los bienes que quedan por ser imitados (el coste de imitación convergería al coste de innovación a medida que el número de bienes por imitar se acerca a cero). La idea es que existen algunos bienes que son fáciles de imitar y otros que no. Si los países pudieran escoger entre una gran cantidad de bienes, empezarían copiando aqué-

llos que son más fáciles y baratos de imitar. A medida que terminan imitando todos los bienes fáciles, tendrán que moverse hacia bienes que son más difíciles de copiar. La tasa de crecimiento de la productividad caerá a medida que el diferencial de productividad (reflejado en la cantidad de bienes que quedan por copiar) desaparece. Nótese que este modelo proporcionaría una fundamentación microeconómica de la conjetura de Nelson y Phelps sobre la forma de la convergencia tecnológica.

Un punto interesante sobre la hipótesis de la difusión tecnológica es que la gente que elabora modelos estocásticos de crecimiento a menudo supone componentes tecnológicos estocásticos que tienden a converger. Esto puede llevar a los investigadores a pensar equivocadamente que la mera introducción de elementos estocásticos en un modelo similar genera predicciones totalmente diferentes sobre las propiedades de convergencia.

3.6.6. Modelos de crecimiento endógeno bisectoriales

Una explicación potencial final de los patrones observados de convergencia regional procede de los modelos de crecimiento endógeno bisectoriales. En este trabajo hemos argumentado que los modelos de crecimiento endógeno unisectoriales (el modelo AK y sus derivados) no podían predecir convergencia, incluso aunque permitiésemos la introducción de movilidad del capital o del trabajo, o de tasas de fertilidad o de ahorro endógenas.

Siguiendo a Uzawa (1965) y Lucas (1988), una parte sustancial de la literatura sobre crecimiento endógeno se ha centrado en modelos bisectoriales. La intuición básica de dichos modelos es que existen dos bienes de capital que se producen con tecnologías diferentes (de lo contrario, usando la definición apropiada de capital agregado, estos modelos serían idénticos a los modelos unisectoriales reseñados anteriormente). Los agentes eligen la cantidad de recursos dedicados a acumular cada uno de los bienes. Si las tecnologías satisfacen algunas condiciones (relativas a algún tipo de constancia agregada de los rendimientos), entonces estos modelos son capaces de generar tasas de crecimiento positivas en estado estacionario. Uzawa y Lucas, por ejemplo, suponen que la producción se genera mediante el uso de capital físico y capital humano. Se supone que el capital físico es un producto final no consumido, de modo que su acumulación viene dada por

$$\dot{K} = AF(K,H_y) - C - \delta K \qquad (23)$$

donde H_y es la cantidad de capital humano empleada en el sector de producción final y C es el consumo. Por otra parte, el capital humano es un bien completamente diferente del producto final. Se produce con una tecnología que es más intensiva en capital humano que F(·). Como caso límite, Uzawa y Lucas suponen que el capital humano se produce exclusivamente con capital humano, así que

$$\dot{H} = BH_h - \delta H \qquad (24)$$

donde H_h es la cantidad de capital humano empleado en la producción de capital humano. El equilibrio en el mercado de capital humano requiere que $H_h + H_y = H$, donde H es el *stock* total de capital humano en la economía. Si dejamos que u sea la fracción de H empleada en el sector Y, entonces $H_y = uH$ y $H_h = (1-u)H$. La función de producción del producto final viene así dada por AF(K,uH), donde la producción de capital humano está dada por B(1—u)H. Los agentes escogen K, H, u y C para maximizar su utilidad sujeta a las dos restricciones de acumulación.

La dinámica durante la senda de transición de este tipo de modelos es muy complicada. De hecho, el comportamiento exacto de la economía durante la transición era desconocido hasta hace un par de años cuando Faig (1991), Mulligan y Sala-i-Martin (1993) y Caballé y Santos (1993) lo estudiaron en detalle. En términos de la hipótesis de convergencia, el resultado clave es que los modelos predicen una relación negativa entre la tasa de crecimiento del PNB y el *ratio* de los dos *stocks* de capital, K/H. Esto se conoce como el *efecto descompensación,* porque la dinámica de la transición en estos modelos ocurre no porque el nivel de renta sea diferente del nivel de estado estacionario, sino porque existe un desequilibrio en el *ratio* de los dos *stocks* de capital.

La aplicación empírica de este resultado descansa en el hecho de que (de acuerdo con el modelo) el *ratio* entre el producto final y el capital humano, Y/H, es una función monotónica del *ratio* entre los dos *stocks* de capital, K/H (normalmente es difícil encontrar datos regionales de capital físico). De este modo, el modelo predice una relación negativa entre la tasa de crecimiento del producto final y el *ratio* inicial Y/H. El modelo no presenta predicciones sobre la relación entre la tasa de crecimiento y el nivel de renta Y. Sin embargo, si el nivel de capital

humano H no está correlacionado con Y/H, entonces su omisión en la regresión de convergencia (y su inclusión en el término de error) no introduciría un sesgo en la estimación mínimo-cuadrática de β. Esto podría ser muy bien lo que sucede en los datos regionales disponibles.

Para comprobar esta posibilidad, Mulligan y Sala-i-Martin (1994) calculan una medida de capital humano para los estados pertenecientes a Estados Unidos mediante medidas del nivel educativo ponderadas por los salarios relativos percibidos con esos niveles educativos. Después calculan Y/H y lo utilizan en una regresión de convergencia para ver si ello provoca que el nivel inicial de renta no sea estadísticamente significativo. Los resultados preliminares no son concluyentes, puesto que el nivel inicial de renta es significativo en algunas décadas pero no en otras.[14]

5. CONCLUSIONES

Este trabajo ha revisado la evidencia empírica sobre convergencia regional. Se ha argumentado que tanto la convergencia σ como la convergencia β parecen darse para distintas muestras. Las velocidades a las que convergen las regiones de países diferentes durante períodos distintos son sorprendentemente similares: alrededor del dos por ciento anual.

Se ha explorado toda una variedad de posibles explicaciones para este hecho. Algunas de ellas se rechazaron pero otras no. Se argumentó que los errores de medida, la dispersión en los niveles de precios y las políticas públicas que intentan inducir convergencia posiblemente no eran las fuerzas que subyacen a los patrones de convergencia observados. También se argumentó que los modelos de crecimiento endógeno unisectoriales no explican esos patrones, incluso si se modifican para incluir la movilidad del capital o del trabajo. También encontramos que otras vías potenciales para explicar esos hechos, como la tasa de ahorro, la tasa de fertilidad o la tasa de depreciación no eran satisfactorias.

[14] Hay contrastes adicionales que se refieren a la relación ente la tasa de crecimiento del capital humano y el *ratio* inicial Y/H. Los modelos neoclásicos con capital humano que hemos presentado anteriormente predicen una relación negativa entre la tasa de crecimiento de H y Y/H. Por otra parte, los modelos bisectoriales descritos en esta sección predicen una relación positiva. Estimaciones preliminares utilizando datos estatales de Estados Unidos sugieren una relación positiva, lo cual tendería a ir en favor de los modelos bisectoriales. Véase Mulligan y Sala-i-Martin (1994) para más detalles.

Entre las explicaciones todavía plausibles hallamos el modelo neoclásico sin o con movilidad del capital. El modelo se extendió para incluir migraciones. Argumentamos que las migraciones probablemente acelerarían el proceso de convergencia desde un punto de vista teórico, pero no encontramos que dicha explicación tenga relevancia empírica alguna.

Aunque el modelo neoclásico con rendimientos decrecientes del capital es la explicación más popular de los resultados de convergencia, encontramos dos hipótesis adicionales difíciles de rechazar con la evidencia existente. La primera es la convergencia tecnológica a través del proceso de difusión de la tecnología. La segunda es el modelo de crecimiento endógeno bisectorial, cuya dinámica de transición surge en respuesta a desequilibrios sectoriales iniciales (el efecto descompensación). En consecuencia, es necesaria investigación adicional para indicar con precisión la naturaleza exacta del proceso dinámico que explica la riqueza de las regiones.

APENDICE. FUENTES DE DATOS REGIONALES

En varios trabajos, Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a, 1992b y 1994) han analizado las propiedades de convergencia de regiones pertenecientes a distintos países. Los resultados, que abarcan hasta el año 1990, se presentan en el Cuadro 1 y en los Gráficos 1 a 10. El Cuadro 1 proporciona evidencia sobre la convergencia β para las regiones de Estados Unidos (48 estados contiguos), Canadá (10 provincias), Japón (47 prefecturas) y Europa (unidades territoriales de tipo 2)[15]. Las fechas para las cuales disponemos de datos difieren entre países. Para Estados Unidos, disponemos de datos anuales de renta personal calculados por el Department of Commerce de ese país que comienzan en 1929 (véase Bureau of Economic Analysis, 1986). El concepto de renta personal utilizado en estas cuentas regionales se corresponde con el concepto utilizado en las cuentas nacionales. Así, si sumamos la renta personal para cada uno de los estados, obtendríamos (teóricamente, al menos) la cifra agregada de renta personal de todos los Estados Unidos.[16] Utilizamos las cifras que excluyen pagos por transferencias. Ampliamos la muestra de datos con las estimaciones realizadas por Easterlin de la renta personal por estado en 1880 (47 estados y territorios), 1900 (48 estados y

[15] Para España, la clasificación NUTS 2 (unidades territoriales de tipo 2) se refiere a Comunidades Autónomas y no a provincias.

[16] Nótese, sin embargo, que estamos excluyendo de nuestro análisis Alaska, Hawaii y el distrito de Columbia.

territorios) y 1920 (48 estados). Estos datos también excluyen los pagos por transferencias.

No contamos con indicadores de los niveles de precios o índices de precios para cada estado por separado. Por tanto, deflactamos los valores nominales para cada estado mediante el uso del índice de precios al consumo nacional. Como usamos el mismo deflactor para todos los estados en el mismo año, el deflactor concreto que nosotros utilizamos sólo afectará al término constante en el análisis empírico. Los datos de población proceden de la Bureau of the Census (1990).

Los datos de renta en las prefecturas japonesas se han tomado de la Economic Planning Agency (EPA) de Japón y comienzan en 1955. Las cuentas de renta por prefecturas se calculan por las prefecturas respectivas de manera estandarizada, al estar basadas en el Sistema Estandarizado de Cuentas de las Prefecturas de 1983. Los datos se recogen anualmente (de modo que no hay interpolación) por la EPA y se publican en el «Informe Anual sobre las Cuentas de las Prefecturas». Los conceptos de renta utilizados son los mismos que los de las estadísticas de cuentas nacionales, de modo que la agregación de las rentas de las 47 prefecturas ha de ser teóricamente idéntica a la renta nacional de Japón. Igual que en el caso de Estados Unidos, hemos utilizado el índice de precios nacional para deflactar la renta de cada prefectura.

Los datos de población los prepara el Statistics Bureau, Management and Coordination Agency. Las fuentes principales de estos datos son los censos de población quinquenales realizados por el Statistics Bureau. Los datos para años en los que no se realiza el censo se calculan mediante interpolación y mediante el uso de datos de migraciones entre prefecturas y de esperanza de vida. Las estimaciones corresponden a la población existente el 1 de octubre de cada año.

Disponemos de datos del Producto Interior Bruto (PIB) por regiones para siete países europeos (Alemania, Reino Unido, Francia, Italia, Holanda, Bélgica y Dinamarca), totalizando 73 regiones. Los datos de 1950, 1960 y 1970 se han tomado de Willem Molle. Los datos de 1966 (donde faltan los de Francia y Dinamarca), 1970 (falta Dinamarca), 1974, 1978, 1980 y 1985 son de Eurostat. Las cifras del PIB nominal se expresan en moneda común utilizando los tipos de cambio vigentes en cada momento. Para los últimos años, los datos de población se han obtenido de Eurostat.

Hemos ampliado el conjunto de datos europeo para incluir 17 regiones españolas (Comunidades Autónomas). Disponemos de datos españoles de renta personal y PIB para 50 provincias. Estos datos provinciales se agregaron para obtener datos por Comunidades Autónomas, utilizando la última definición de estas últimas (la ubicación de provincias en Comunidades Autónomas cambió durante los años 70). Desde 1955, dichos datos provinciales se han recogido (casi) bianualmente por el Banco de Bilbao y se han publicado en «Renta Nacional Española y su Distribución Provincial». Los datos de población proceden del «Anuario Estadístico de España», publicado por el Instituto Nacional de Estadística.

Este gran conjunto de datos posteriormente se amplió para incluir datos de renta personal por provincia para 10 provincias canadienses durante el período 1961-1990. Estos datos nos fueron facilitados por Coulombe y Lee (1993). La fuente principal de los datos para Canadá es Cansim, que proporciona la renta personal anual y la población de las 10 provincias. Se supone que si los datos de renta personal por provincia se agregan, se obtendrían los totales nacionales. Al contrario que en los otros países, en Canadá se recogen datos de precios en cada provincia. De modo que en este caso hemos utilizado precios provinciales en lugar de nacionales.

REFERENCIAS

Barro, R. J., N. G. Mankiw, y X. Sala-i-Martín (1992), «Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth», NBER working paper.

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martín (1991), «Convergence Across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity.*

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martín (1992a), «Convergence», *Journal of Political Economy.*

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martín (1992b), «Regional Growth and Migration: A U.S. Japan Comparison», *Journal of the Japanese and International Economies.*

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martín (1994), *Economic Growth,* McGraw Hill (de próxima aparición).

Baumol, W. J. (1986), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare: what the Long-Run Data Show», *American Economic Review.*

Borjas, G. S. Bronnars, y S. Trejo (1992): «Self-Selection and Internal Migration in the United States», *Journal of Urban Economics.*

Braun, J. (1993): «Migration», Tesis doctoral inédita, Harvard University.

Bureau of the Census (1975), *Historical Statistics of the United States, Colonial Times to 1970,* Bicentennial edition, parts 1 and 2. Washington.

Caballé, J. y M. Santos (1993), «On Endogenous Growth with Physical and Human Capital», *Journal of Political Economy* (de próxima aparición).

Coulombe, S. y F. Lee (1993): «Regional Economic Disparities in Canada», manuscrito, University of Ottawa.

U.S. Department of Commerce (1990): *Statistical Abstract of the United States: 1990.* Washington.

Dolado, J. A. Goria y A. Ichino (1993): «Imigration, Human Capital and Growth in the Host Country», *Journal of Population Economics* (de próxima aparición).

Easterlin, R. (1960a), «Regional Growth of Income: Long Run Tendencies». En *Population, Redistribution and Economic Growth, United States, 1870-1950. II: Analyses of Economic Change,* Kuznets, Ratner Miller, y R. A. Easterlin (eds). Philadelphia: The American Philosophical Society.

Easterlin, R. A. (1960b), «Interregional Differences in Per Capita Income, Population, and Total Income, 1840-1950», In *Trends in the American Economy in the Nineteenth Century. A report of the National Bureau of Economic Research,* Nueva York. Princeton: Princeton University Press.

Economic Planning Agency (Japón), *Annual Report on Prefectural Accounts* (varios números).

Faig, M. (1991): «A Simple Economy with Human Capital: Transitional Dynamics, Technology Shocks and Fiscal Policies», manuscrito, University of Toronto.

Friedman, M. (1992), «Do Old Fallacies Ever Die?» *Journal of Economic Literature.*

Grossman, G. y E. Helpman (1991): *Innovation and Growth in the Open Economy,* MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Mankiw, N., D. Romer y N. Weil (1992), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth» *Quarterly Journal of Economics.*

Mulligan, C. B. y Sala-i-Martín (1993), «Transitional Dynamics in Two-Sector Models Endogenous Growth», *Quarterly Jorunal of Economics.*

Quah, D. (1993a), «Galton's Fallacy and the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics.*

Quah, D. (1993b), «Dependence in Growth and Fluctuations Across Economies with Mobile Capital», manuscrito, London School of Economics.

Ramsey, F. P. (1928), «A Mathematical Theory of Saving», *Economic Journal.*

Romer, P. (1990): «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy.*

Sala-i-Martín, X. (1990), «On Growth and States» , tesis doctoral inédita, Harvard University.

Shioji, E. (1992), «Regional Growth in Japan», manuscrito, Yale University.

Solow, R. M. (1956), «A Contribution to the Theory of Economic Growth». *Quarterly Journal of Economics.*

Statistics Bureau, Management and Coordination Agency (Japón), *Vital Statistics* (varios números).

Statistics Bureau, Management and Coordination Agency (Japón), *Statistical Survey on Internal Migration in Japan* (varios números).

Swan, T. (1965): «Economic Growth and Capital Accumulation», *Economic Record.*

Uzawa, H. (1965), «Optimum Technical Change in a Aggregative Model of Economic Growth», *International Economic Review.*

ABSTRACT

This paper analyzes the concepts of convergence in mean and in dispersion across regions in several OECD countries. The empirical findings are then explained in terms of the neoclassical model of growth and of competing models.

COMENTARIO

Danny Quah*
London School of Economics, FMG y CEPR

Este trabajo de Xavier Sala-i-Martín (en adelante, XSiM) resume de manera compacta y extiende la evidencia reciente —tanto teórica como empírica— sobre crecimiento regional y convergencia. Como mi discusión será paralela a la estructura del artículo de XSiM, es útil empezar estableciendo los componentes fundamentales de su trabajo.

XSiM comienza presentando la evidencia empírica: primeramente, hay una breve discusión de las diferentes nociones de convergencia. Después, XSiM repasa los bien conocidos pero siempre desconcertantes resultados sobre la estabilidad de las tasas de convergencia β. Estos resultados los descubrieron en primer lugar los XSiM y Robert Barro y fueron confirmados posteriormente en una gama increíblemente rica de muestras diferentes. El artículo contiene ejemplos —para diferentes períodos de tiempo— de los estados de Estados Unidos, de distintos grupos de regiones europeas y de prefecturas japonesas. La regularidad empírica —que la convergencia existe y que se da a una tasa del 2% anual— brilla cada vez con más intensidad. Dicha estabilidad es profunda y sorprendente en una profesión donde pocos hallazgos empíricos resisten un escrutinio profundo.

Tras esta discusión empírica, XSiM considera algunas explicaciones potenciales de la convergencia —algunas interesantes (movilidad del capital y del trabajo, fertilidad endógena, políticas públicas) y otras menos (errores de medida)—. A continuación, presenta una gama de modelos agregados para interpretar sus resultados de convergencia. XSiM argumenta que tales modelos —el modelo de Solow, el de difusión tecnológica y el modelo de crecimiento endógeno con dos sectores— tienen un buen comportamiento a la hora de explicar los resultados de convergencia.

Mi discusión girará alrededor de dos temas principales. A cada uno de ellos dedicaré una de las secciones que siguen. La segunda sección reexamina los bien establecidos resultados empíricos sobre convergencia: ¿podría una tasa anual de convergencia del 2% surgir de una fuente que tenga poco que ver con la economía del crecimiento? La Sección 2

* Los cálculos se han realizado con el programa econométrico tSrF del autor.

examina esta cuestión desde el punto de vista de la dinámica estocástica de raíces unitarias en grandes secciones cruzadas. La conclusión principal es que esta sorprendente estabilidad podría muy bien haber surgido de elementos ortogonales a los modelos de crecimiento. Pero, siendo justos, mis cálculos muestran que —aunque esto es posible— es también bastante improbable.

A continuación, la tercera sección pasa a un tipo diferente de modelo de crecimiento, cuyas predicciones no se ven reflejadas tan fielmente en las regresiones que presenta XSiM. El que dicho modelo prediga convergencia o divergencia es un tema de sutilidad semántica. Normalmente, esto no crea problemas: en el trabajo científico habitual, nuestros símbolos matemáticos hacen preciso lo que queremos decir. Sin embargo, la dificultad aquí es que —en mi opinión— los análisis empíricos de convergencia en la línea del excelente artículo de XSiM no clarifican suficientemente los aspectos de interés. Primero describo el porqué y luego presento algunos análisis alternativos, metodológicos y aplicados, que en mi opinión sí lo hacen. El resultado clave aquí es que las conclusiones de XSiM sobre convergencia regional son ciertas, pero por razones que no describen los modelos teóricos que él presenta. Incorporo esta última cualificación porque los modelos que él considera están motivados directamente por sus regresiones de convergencia. Tales modelos —al igual que muchos otros modelos habituales de esta literatura— generan una serie de resultados contrastables empíricamente que no casan bien con la dinámica de las ricas secciones cruzadas de datos de que disponemos (esto no es igual que decir que esos modelos no *se ajustan* a los datos). Es preciso un modo alternativo de modelización teórica y empírica antes de que podamos empezar a entender la estructura del ajuste, la dinámica y convergencia regionales.

Sin embargo, antes de comenzar el análisis formal, quiero responder rápidamente a la gráfica metáfora de la liga de fútbol o de baloncesto de la NBA que utiliza XSiM para interpretar la falacia de Galton de regresión a la media. XSiM saca este tema a colación en su discusión de las diferentes nociones de convergencia. Él argumenta que la evolución de la NBA en el tiempo muestra porqué es interesante la convergencia β y no la convergencia σ (ya que la convergencia σ se ha eliminado por construcción). XSiM asocia la convergencia β con cuestiones como «¿cúanto tiempo duran las grandes dinastías de la NBA (Bulls, Celtics, Lakers)?» o «¿con qué rapidez los Chicago Bulls, sin

Michael Jordan, volverán a la mediocridad?». Por el contrario, en su interpretación, la convergencia σ sería aquella situación en la que todos los equipos siempre empatasen a puntos.

Este ejemplo no funciona. Con astucia, XSiM ha convertido la discusión de la convergencia σ en una discusión sobre clasificaciones y la discusión de la convergencia β en una discusión sobre la calidad del juego. Por supuesto, en ese caso, esta última es interesante, mientras que la primera no lo es. El experimento correcto respecto a la convergencia σ sería aquél donde la *calidad* de los peores equipos se aproximase al mismo nivel de calidad de los mejores equipos. En la práctica, ya existen muchos mecanismos que intentan lograr esto (por ejemplo, el orden de los equipos de la NBA en la selección previa de jugadores). Yo sostengo que, excepto para observadores con disposiciones menos sutiles, el espectador representativo disfrutará más viendo competiciones muy reñidas que competiciones donde uno de los jugadores tiene gran primacía sobre el resto. Por tanto, y entre otras cosas, también estaremos interesados en la convergencia σ.

La evidencia empírica

Esta sección investiga si la tasa de convergencia del 2% obtenida por XSiM podría haber surgido de una estructura sin ninguna relación con la economía del crecimiento. XSiM presenta la predicción básica del modelo de crecimiento de Solow como sigue:

$$T^{-1}(Y_{j,T} - Y_{j,0}) = a - \left(\frac{(1-e^{-\beta T})}{T}\right) Y_{j,0} + u_{j,T} \qquad (1)$$

donde con Y denoto log(y) en la notación de XSiM y a la vez sólo mantengo los detalles esenciales. XSiM interpreta el lado derecho de la ecuación como la tasa de crecimiento promedio o de largo plazo, y β como la tasa de convergencia: la ecuación (1) presenta la hipótesis de que la tasa de crecimiento media depende de la condición inicial $Y_{j,0}$. Estimar la ecuación (1) por mínimos cuadrados no lineales, normalmente promediando entre las j —regiones, estados o países en una sección cruzada— es el análisis canónico de convergencia. A veces, un investigador agrupará las observaciones en el tiempo en bloques de T períodos cada uno: entonces se aplican métodos de datos de panel a la ecuación (1), promediando tanto en el tiempo como entre regiones. En

ocasiones, cuando las observaciones no pertenecen a un horizonte temporal suficientemente dilatado, se podría estimar una serie de ecuaciones como la (1), una para cada j: en este caso el investigador solamente promedia en el tiempo.

El cuadro de resultados de XSiM muestra una convincente agrupación de estimaciones de β alrededor de una tendencia central. Por comodidad, llamemos a esa tendencia la tasa mágica del 2%. Utilizo el adjetivo *mágica* para enfatizar una estimación que surge de muestras geográficamente muy diferentes y de períodos de tiempo muy distintos. Quizá lo que realmente esté ocurriendo es que la estructura económica subyacente sea invariante. Si este es el caso, dicha estabilidad precisa una explicación en la línea de las que XSiM presenta. Sin embargo, y de manera alternativa, podría ser que las estructuras subyacentes sean verdaderamente diferentes en el tiempo y en el espacio, pero que exista una uniformidad suficiente como para generar esa estabilidad. La cuestión natural en este caso es: ¿está relacionada dicha uniformidad con el fenómeno del crecimiento?

Los procesos estocásticos de raíces unitarias generan uniformidad o invarianza (una propiedad bien conocida en la econometría de series temporales). Aunque la verdadera estructura subyacente en una serie temporal pueda ser bastante heterogénea, si la serie temporal presenta una tendencia estocástica de raíz unitaria, todas las demás características de esa serie temporal quedarán subordinadas a la tendencia estocástica. El lenguaje colorido que estoy usando es mi interpretación del siguiente resultado:

Teorema: *Supongamos que la serie temporal X está generada por:*

$X_t = b\, X_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad t \geq 1;$
$b = 1$; y
X_0 es una variable aleatoria arbitraria.

Si ε *satisface unas condiciones débiles de regularidad, el coeficiente MCO (mínimos cuadrados ordinarios) en una regresión de X sobre sí misma retardada un período, converge en probabilidad a 1.*

Este resultado puede probarse de varias maneras distintas y con diferentes significados para el concepto de «condiciones débiles de

regularidad», pero una de las exposiciones más claras y penetrantes se puede encontrar en Phillips (1987).

Al igual que los resultados empíricos de XSiM, este Teorema demuestra una notable invarianza, sobre la que quiero centrarme. Las perturbaciones ε pueden ser (relativamente) arbitrarias sin afectar a la validez de la conclusión. Así, las ε pueden tener varianzas diferentes: pueden estar serialmente correlacionadas y se permite cualquier proceso estacionario ARMA para ε. El caso en que la perturbación de la regresión, ε_t, está correlacionada con (la primera diferencia de) X_{t-1}, el regresor, está englobado dentro de la posibilidad más general de que las ε puedan estar serialmente correlacionadas. En el caso habitual, esto sesgaría el estimador MCO de *b* para cualquier tamaño de la muestra *incluyendo las de tamaño infinito*. Sin embargo, nada de esto importa cuando b toma el valor particular 1. Ninguna de las «desviaciones» que he mencionado altera la conclusión de que el estimador MCO de *b* converge al valor correcto unitario.

¿Qué relevancia tiene esto para nuestra discusión? Supongamos que las diferencias entre países, regiones, estados y tiempo solamente se reflejasen en (el sentido equivalente de) perturbaciones heterogéneas ε. Así, éstas podrían ser muy diferentes unas de otras y por motivos interesantes, pero a lo que el investigador solamente podrá aspirar en el análisis empírico es a descubrir el coeficiente unitario del Teorema. Además, ese coeficiente unitario podría muy bien ser bastante interesante desde la perspectiva de la econometría de series temporales, pero ¿es esto lo que quieren descubrir XSiM y sus coautores? ¿Cómo se relaciona esta propiedad con la economía de la hipótesis de convergencia? Yo sospecho que de ninguna manera.

Podría ser pura especulación la idea de que existe una conexión entre la propiedad de invarianza del Teorema y la estabilidad de los resultados en el Cuadro 1 de XSiM. Por supuesto que las regresiones que se presentan en el artículo de XSiM —y en otros trabajos sobre convergencia— no son exactamente iguales las regresiones a que se refiere el Teorema anterior. Entonces, ¿qué diferencias presentan?

La ecuación (1) puede reexpresarse como:

$$T^{-1}Y_{j,T} = a + e^{-\beta T}\, T^{-1}Y_{j,0} + u_{j,T} = a + b_T\, T^{-1}Y_{j,0} + u_{j,T} \qquad (2)$$

donde he definido $b_T = e^{-\beta T}$. Incluyamos el término T^{-1} en el regresor y en el regresando. La ecuación (2) no parece tan diferente del modelo

del Teorema. Cuando β es 0,02 y T es 10, el coeficiente b_T es igual a 0,82; cuando T es 20, b_T es 0,67; T=30, b_T=0,55; T=40, b_T=0,45; T=50, b_T=0,37; T=100, b_T=0,14. Evidentemente, cuando β es 0,02, el coeficiente b_T varía y nunca está cercano a la unidad para intervalos de tiempo relevantes. Pero nótese, sin embargo, que cuando β es 0,02 y T es 1, entonces b_T es 0,98: esto parece razonablemente cercano al caso de la raíz unitaria cubierto por el Teorema[1]. Quizá las regresiones de convergencia de XSiM sean simplemente otra apariencia de las regresiones de raíces unitarias y la estabilidad de las tasas de convergencia en el Cuadro 1 de XSiM sea simplemente una manifestación de la notable invarianza del Teorema. ¿Es esto causa de preocupación?

CUADRO 1

RESULTADOS DE MONTECARLO*

ESTIMACIONES DE LA TASA DE CONVERGENCIA

	Media (Desviación típica) [Fracción rechazada]								
N	T = 40			T = 50			T = 60		
10	0,140	(0,58)	[0,24]	0,066	(0,38)	[0,27]	0,027	(0,24)	[0,30]
20	0,119	(0,54)	[0,17]	0,064	(0,37)	[0,20]	0,023	(0,20)	[0,23]
30	0,096	(0,49)	[0,12]	0,052	(0,32)	[0,16]	0,024	(0,21)	[0,18]
40	0,089	(0,47)	[0,09]	0,041	(0,30)	[0,12]	0,016	(0,17)	[0,15]
50	0,068	(0,41)	[0,07]	0,039	(0,28)	[0,11]	0,014	(0,16)	[0,13]
100	0,028	(0,26)	[0,02]	0,016	(0,18)	[0,04]	0,007	(0,10)	[0,06]
200	0,004	(0,09)	[0,00]	0,003	(0,06)	[0,01]	0,002	(0,04)	[0,01]

* Procedentes de 10.000 extracciones independientes de Montecarlo de paseos aleatorios gaussianos con deriva nula, independientes en sección cruzada y con varianza de la innovación T^{-1}. *Desviación típica* indica la desviación típica muestral y *Fracción rechazada* indica la fracción rechazada en la distribución ajustada de Montecarlo al nivel de precisión que permitía el ordenador utilizado.

En el Cuadro 1, presento resultados de un pequeño estudio con simulaciones de Montecarlo diseñado para ver si una proceso de raíz unitaria para Y podría generar el tipo de estabilidad que han encontrado XSiM y otros investigadores de la convergencia. Los cálculos del cuadro imitan fielmente los métodos utilizados en la literatura sobre convergencia por XSiM y otros.

Para entender el cuadro son útiles unos comentarios preliminares. Al igual que en el artículo de XSiM, β se estima por mínimos cuadrados

[1] Parte de la sabiduría popular sobre regresiones de raíces unitarias consiste también en que en muestras con T finito, el estimador MCO está sesgado a la baja. Esto encaja bien con el valor de 0,98 requerido para b_1.

no lineales. Como la ecuación (2), o su representación equivalente (1), idenfica exactamente *a* y β, ¿porqué no estimar simplemente a y b_T por mínimos cuadrados ordinarios y encontrar luego β como $-T^{-1}\log(b_T)$? Como puede atestiguar cualquiera que haya hecho algún pequeño experimento de Montecarlo, nada garantiza que el estimador MCO de b_T tome un valor positivo, con independencia del auténtico modelo generador de los datos. Cuando obtenemos un valor negativo para b_T, el β correspondiente no se puede calcular. Estimar β por mínimos cuadrados no lineales en cualquiera de las ecuaciones (1) o (2) elimina esta dificultad para el investigador.

Sin embargo, hacer eso introduce un problema diferente: cuando el mejor b_T estimado es negativo o cero, cualquier buen programa de mínimos cuadrados no lineales intentaría dar a β un valor infinito. Así, en muestras de tamaño finito, las simulaciones de Montecarlo generan valores positivos para β ridículamente grandes. Esto empuja hacia la derecha la distribución de los estimadores de *b* y proporciona promedios de Montecarlo para las tasas de convergencia que son incluso superiores al 2% —incluso aunque el auténtico modelo generador de los datos presente paseos aleatorios independientes en sección cruzada y, por tanto, *no* muestre convergencia.

Para eliminar este sesgo en mi favor (ya que mi tarea aquí es cuestionar los resultados de XSiM), he ajustado las distribuciones de Montecarlo para los estimadores de *b* al nivel de precisión que me permitía el ordenador para la función exponencial[2].

El Cuadro 1 presenta los resultados de Montecarlo para una variedad de series temporales de longitud T y muestras de sección cruzada de tamaño N. Cada bloque de columnas, bajo una dimensión temporal especificada T, contiene tres cifras para cada tamaño muestral de sección cruzada N. La primera cifra es la tasa β de convergencia estimada promedio en la distribución de Montecarlo ajustada. La segunda cifra (entre paréntesis) es la desviación típica muestral de la distribución de Montecarlo (que, por tanto, no está relacionada directamente con el error estándar estimado de la estimación no lineal). Finalmente, la tercera cifra (entre corchetes) denota la fracción rechazada en la distribución ajustada de Montecarlo (según se describe más arriba). Aquí el auténtico proceso generador de los datos comprende paseos aleatorios

[2] De esta manera, mi programa tSrF, con el que generé el cuadro, producirá resultados ligeramente diferentes en ordenadores distintos. El NeXT que yo uso tiene probablemente una precisión ligeramente superior que la mayoría de los restantes ordenadores.

gaussianos independientes en una sección cruzada, cada uno con varianza de la innovación T^{-1}. Sin embargo, incluso para las pequeñas muestras que se estudian aquí, las estimaciones son aproximadamente invariantes a la elección de la varianza de la innovación.

Observando las primeras columnas vemos que en muestras de tamaño moderado, tasas de convergencia del 2% no son, de hecho, atípicas —incluso cuando el auténtico modelo comprende paseos aleatorios independientes y de ese modo una tasa de convergencia auténtica de cero—. En muestras donde las dimensiones de sección cruzada y temporal son 50, por ejemplo, la tasa de convergencia estimada promedio es el 4%. Cuando mantenemos la dimensión temporal pero aumentamos el tamaño de la sección cruzada hasta 100, la tasa de convergencia estimada es el 2%. Manteniendo la dimensión de sección cruzada en 50 y aumentando la dimensión temporal a 60, la media es ahora el 1,4%. A medida que tanto N como T aumentan, este sesgo desaparece: a partir del análisis teórico de Quah (1994), mi conjetura es que el sesgo disminuye con T^{-1} cuando T aumenta pero sólo disminuye con $N^{-1/2}$ cuando N crece, siempre que tanto N como T sean del mismo orden de magnitud. De hecho el Cuadro 1 refleja este comportamiento.

¿Qué podemos concluir de esto? Si nos centrásemos exclusivamente en la media de las estimaciones, podríamos muy bien ver respaldada nuestra opinión sobre las conclusiones empíricas de XSiM. El recordar que las simulaciones del Cuadro 1 deberían ser aproximadamente invariantes a la existencia de heterogeneidad adicional sólo refuerza la necesidad de ese ajuste. Nótese, sin embargo, que las distribuciones de Montecarlo también implican una elevada variabilidad en las estimaciones (la columna entre paréntesis). Si *todos* los resultados empíricos de XSiM procediesen de una muestra gigantesca que dispusiera de datos históricos para todo el mundo y la realización observada hubiese sido su valor medio, entonces los cálculos y mecanismos de arriba podrían muy bien explicar esos resultados de convergencia. No obstante, a mi juicio, esto es improbable.

La discusión que hemos desarrollado investiga si la invarianza que XSiM encuentra, puede explicarse mediante una invarianza de tipo distinto que probablemente sea de nulo interés para el análisis de convergencia. Hemos visto que teóricamente esta explicación es posible. Viendo el conjunto de resultados de las simulaciones de Montecarlo, yo concluyo que empíricamente esta relación de invarianzas de nuevo es posible pero no muy probable.

Sin embargo, la discusión ha servido para subrayar una manera diferente de interpretar los resultados de convergencia. En la ecuación (2), vemos que la convergencia es simplemente el postular que la mayor raíz autorregresiva en series temporales de rentas o productos es menor que 1 (los componentes con raíces menores que b_1 están en el término u).

Un modelo diferente y alguna nueva evidencia empírica

Hasta ahora la discusión ha considerado el comportamiento de una única ecuación de convergencia. Esa ecuación es aplicable tanto a los modelos teóricos considerados como al análisis empírico efectuado en el artículo de XSiM y en muchos otros de motivación parecida. Estos análisis se refieren a una «economía representativa».

Dado que aquí estamos interesados en la riqueza de las regiones (la sección cruzada presenta una rica diversidad), es útil pararse y ver si tales análisis —teóricos y empíricos— podrían contestar la sencilla pregunta siguiente: supongamos que una región ha experimentado inesperadamente una secuencia favorable de inversiones productivas. Para predecir cómo responderá otra región a esa situación —es decir, si la otra región convergerá a o divergerá de la primera— parece que el investigador necesitará conocer al menos (i) qué correlación existe entre las perturbaciones que afectan a ambas regiones y (ii) cómo fluyen la actividad económica y los recursos entre las dos regiones. En otras palabras, el investigador debería tener alguna opinión —derivada teórica o empíricamente— sobre las propiedades de dependencia entre las dos regiones.

¿Cómo ayuda a formar esa opinión el conocimiento exclusivo de la dinámica de la renta en esa región $Y_{j,t}$? ¿Cómo ayuda a arrojar luz sobre la estructura de la dependencia entre regiones el conocer si la tecnología (función agregada de producción) para esas regiones es estrictamente convexa o asintóticamente lineal, unisectorial o bisectorial? A mí me parece que esto sólo es posible bajo supuestos auxiliares muy estilizados y probablemente bastante poco realistas —supuestos que normalmente no se hacen explícitos.

Para clarificar el tema, consideremos el siguiente modelo[3]. Supongamos dinastías que duran para siempre compuestas de generaciones de familias sucesivas. Para nuestros propósitos, identificaré dinastías con

[3] El modelo que utilizo aquí es esencialmente el de Galor y Zeira (1993), simplificado y corregido. Un modelo explícitamente estocástico y más complicado que podría generar predicciones similares que fuesen de nuestro interés es el de Aghion y Bolton (1993).

regiones de modo que un modelo de evolución intergeneracional se convierte en un modelo de la dinámica de la riqueza entre regiones. Todo lo demás constante, todas pueden prestar y tomar prestado al tipo de interes mundial neto libre de riesgo r. De la herencia recibida de la generación anterior, cada región escoge óptimamente el nivel de consumo e inversión. La inversión normalmente aumenta la productividad de esa región, pero la tecnología presenta un umbral mínimo K_τ para el factor *stock* de capital: no hay rendimientos positivos si el *stock* de capital de la región cae por debajo de K_τ (aunque siempre está disponible una tecnología de emergencia que solamente emplea factor trabajo y que genera bajos rendimientos para garantizar que nadie muera de hambre). Cuando el *stock* de capital cae por debajo del umbral mínimo la región puede elegir entre tomar prestado en los mercados mundiales de capital para alcanzar el umbral K_τ. Sin embargo, por una diversidad de razones, cuando se toma prestado desde esa posición de debilidad, esa región termina pagando un tipo de interés neto i, que en equilibrio es más alto que r, pero no tan alto como para que la región no pague los intereses del préstamo.

Bajo supuestos razonables, el *stock* de capital de equilibrio K en la región j evoluciona aproximadamente de la siguiente manera. Siendo α un número entre 0 y 1 (dependiendo de las preferencias), existe un número positivo K* estrictamente menor que K_τ tal que:

$$K_{j,t+1} = \begin{cases} (1+r)\alpha\, K_{j,t} + \vartheta_1 \text{ para } K_{j,t} \leq K^*; \\ (1+i)\alpha\, K_{j,t} + \vartheta_2 \text{ para } K_{j,t} \text{ en } (K^*, K_\tau] \\ (1+r)\alpha\, K_{j,t} + \vartheta_3 \text{ para } K_{j,t} > K_\tau \end{cases} \qquad (3)$$

En el modelo, las constantes ϑ_1, ϑ_2 y ϑ_3 son tales que $K_{j,t+1}$ es continuo (y claramente lineal en los tramos) en $K_{j,t}$.

La intuición que subyace a la ecuación (3) no es difícil de entender. El primer segmento ($K_{j,t} \leq K^*$) se da cuando la región j escoge óptimamente la tecnología más barata y de menor productividad para el período t porque su *stock* de capital existente $K_{j,t}$ es suficientemente pequeño en relación al umbral K_τ. ¿Qué tamaño es suficientemente pequeño? Ese umbral inferior viene dado por el valor K*, determinado en equilibrio. Adoptar esta tecnología significa que no se precisa endeudamiento y que la acumulación de capital sólo depende entonces del tipo de interés libre de riesgo r. El segundo segmento se da cuando el *stock* de capital existente $K_{j,t}$ excede el umbral inferior K*

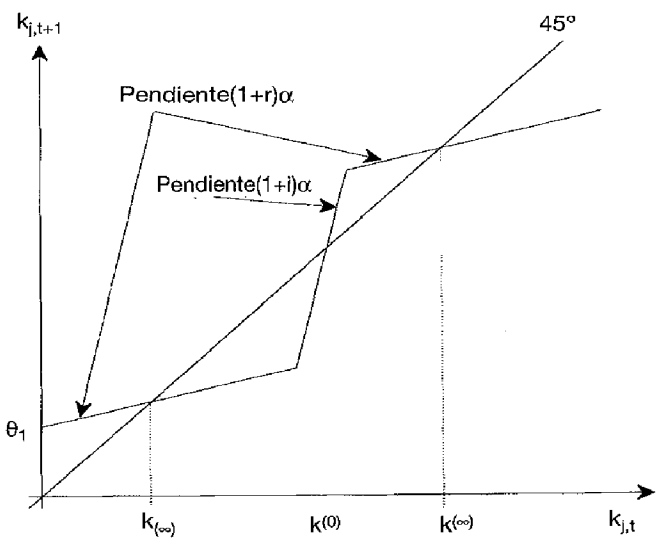
pero no es tan grande como para sobrepasar el umbral productivo K_τ. Aquí, la región encuentra deseable tomar prestado al (más alto) tipo de interés i porque los rendimientos de disponer de la tecnología de alto coste y más productiva dominan los pagos de intereses del préstamo. La acumulación de capital depende ahora del tipo de interés i. Finalmente, el tercer segmento se da cuando la región tiene ya un nivel suficientemente grande de *stock* de capital: utiliza la tecnología de alto coste y podría incluso prestar en los mercados mundiales. Ciertamente, esta región no necesita tomar prestado. En este caso la acumulación de capital ocurre a una tasa que depende de r.

Para un conjunto de preferencias no trivial, tenemos:

$$0 < (1+r)\alpha < 1 < (1+i)\alpha$$

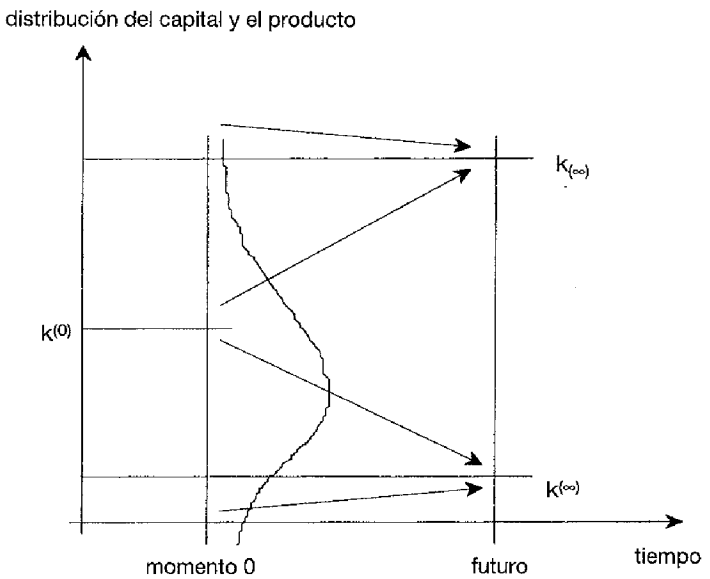
Además, es posible escoger un ϑ_1 suficientemente grande de modo que los segmentos primero y tercero del gráfico de (3) intersecten con la línea de 45 grados; véase el Gráfico 1. Al igual que en el gráfico, llamemos $K_{(\infty)}$ y $K^{(\infty)}$ a los puntos de intersección más bajo y más alto, respectivamente: estos son los *stocks* de capital de estado estacionario. Es fácil ver que en entornos locales de esos dos puntos, $K_{j,t}$ converge al estado estacionario, $K_{(\infty)}$ o $K^{(\infty)}$, que esté más cercano. Además, la convergencia ocurre a una tasa uniforme y positiva dada por $-\log([1+r]\alpha)$. El segundo segmento (el que presenta pendiente $(1+i)\alpha$) también intersecta con la línea de 45 grados, pero esta intersección $K^{(0)}$ no es estable: cualquier $K_{j,t}$ alrededor de pero no en $K^{(0)}$, *diverge* de $K^{(0)}$, y terminará bien en $K_{(\infty)}$ o en $K^{(\infty)}$.

GRAFICO 1
DINAMICA DEL *STOCK* DE CAPITAL



¿Muestran estas regiones convergencia o divergencia? Imaginemos la riqueza de las regiones distribuída como en el Gráfico 2 en una fecha inicial 0. Si no hay perturbaciones ulteriores, las regiones ya ricas (con $K_{j,0}$ mayor que $K^{(0)}$) convergen a $K^{(\infty)}$. Las regiones de clase media, que están alrededor de $K^{(0)}$, desaparecen. Con perturbaciones ulteriores —suponiendo que la estructura de equilibrio desarrollada en la ecuación (3) o en el Gráfico 2 no cambia demasiado— la discusión es más rica, pero la dinámica básica no es muy diferente. La distribución de las regiones evoluciona de tal manera que las ricas se hacen más ricas, las pobres más pobres y las de riqueza media desaparecen. La mayor parte de los observadores describiría esto como divergencia, no convergencia.[4]

GRAFICO 2
DISTRIBUCIONES QUE EVOLUCIONAN EN EL TIEMPO



¿Qué encuentra el investigador empírico? Si este investigador utiliza las herramientas del análisis de regresión de series temporales o de sección cruzada, lo que surge es la regularidad $K_{j,t+1} = (1+r)\alpha\, K_{j,t}$ más residuos, donde —a causa de que $0 < (1+r)\alpha < 1$— el investigador concluirá que existe convergencia. ¡Después de todo, tal representación de $K_{j,t}$ es exactamente la estructura dinámica correcta de la región individual j *así como* el comportamiento dinámico promedio entre regiones! (véanse solamente las partes asintóticamente relevantes de la ecuación

[4] Con independencia de si esto es auténtica convergencia o divergencia, estas descripciones teóricas misteriosamente casan con las descripciones empíricas en Quah (1993c).

(3)). Esta conclusión queda reforzada por el análisis con datos de panel que permite heterogeneidad individual (o efectos «aleorios» o «fijos»): la heterogeneidad individual simplemente absorbe la diferencia entre los niveles $K_{(\infty)}$ y $K^{(\infty)}$ hacia los cuales las diferentes regiones están convergiendo. Y al mismo tiempo, la distribución está divergiendo de sus regiones de riqueza media en $K^{(0)}$.

¿Qué había en el análisis del párrafo previo que estaba equivocado? No es tanto que el análisis esté equivocado como que sencillamente es un análisis incompleto. Las descripciones directas de convergencia o divergencia no proporcionan una visión tan útil como uno podría suponer en un principio. Hay varias maneras diferentes de entender esto. La que yo prefiero es haciendo notar que cuando uno estudia la convergencia, está interesado en la dinámica de la sección cruzada por entero (de regiones, países, estados, economías locales). Los análisis de series temporales, de sección cruzada o de datos de panel son ideales para captar el comportamiento de la unidad representativa. Sin embargo, en muchos casos —particularmente en el tipo de dinámica descrita por la ecuación (3)— la dinámica de esa unidad representativa no está revelando la dinámica de la sección cruzada.[5]

Como el investigador puede imaginar un modelo como el de (3), ese investigador también debe ser capaz de diseñar una manera de casar las predicciones del modelo con los datos. Siguiendo la práctica en el análisis de equilibrio general cuantitativo, uno podría generar datos artificiales a partir de una versión estocástica de (3), calcular los momentos muestrales (como varianzas, covarianzas y correlaciones cruzadas) tanto de los datos artificiales como de observaciones del mundo real y luego ver si esos momentos son parecidos. Yo encuentro más informativo y clarificador el hacer un tipo de cálculo ligeramente diferente. Tomo del modelo de arriba su predicción crucial para decir que las regiones ricas se hacen más ricas, las pobres más pobres y las de riqueza media desaparecen. Para encontrar la contrapartida empírica de esto, uno se pregunta si la distribución (de sección cruzada) de las regiones presenta tales tendencias dinámicas. Como estamos interesa-

[5] El lector debe tener cuidado: lo que estoy diciendo aquí no es lo mismo que decir (de manera incorrecta) que no existe una unidad hipotética que represente correctamente la sección cruzada. Una «representación correcta» como esa puede ser correcta en algunos aspectos particulares pero no en otros; algunos aspectos son más útiles y otros menos. Un artículo que construye dicha unidad representativa a partir de una secuencia de distribuciones heterogéneas que evolucionan es Quah (1993a).

dos en la dinámica de una distribución entera, no es inmediatamente obvio qué vector autorregresivo debería estimarse.

Sin embargo, de la teoría de procesos estocásticos sabemos que las distribuciones que evolucionan dinámicamente pueden modelizarse en términos de una ecuación kernel estocástica (para aplicaciones, véase Quah, 1993a,b,c,d). Conocer el kernel estocástico nos permite trazar las probables sendas futuras en el tiempo. Como los kernels estocásticos tienen dimensión infinita, siempre es necesaria *alguna* simplificación para trabajar empíricamente con ellos. Si el investigador discretiza la distribución, entonces el kernel estocástico asociado se transforma en una matriz de probabilidades de transición. La estimación de esta matriz es directa. Bajo supuestos de regularidad, la secuencia de potencias crecientes de esta matriz converge a una matriz con todas las filas idénticas e igual a la distribución ergódica o de largo plazo.

CUADRO 2

LOGARITMO DE LA RENTA PERSONAL *PER CAPITA*

(En relación a la media de los Estados Unidos)

Primer orden, estacionaria, 1948-1989*. Parrilla: Uniforme empíricamente; Estados: 5					
Número	Punto final superior:				
	—0,230	—0,110	—0,018	0,080	0,574
(426)	0,92	0,08			
(422)	0,06	0,84	0,10		
(421)		0,09	0,81	0,09	
(422)			0,10	0,85	0,04
(421)				0,06	0,94
Ergódica	0,19	0,22	0,23	0,20	0,16

* La parrilla se escogió empíricamente para originar una distribución uniforme en la muestra observada. Las celdas están dispuestas en orden creciente y así, la esquina inferior derecha muestra las transiciones de estados ricos al inicio hacia estados ricos al final. Las cifras menores de 0,01 no se muestran. Las cifras entre paréntesis a la izquierda representan el número de pares estado/año que comienzan en una celda concreta. La distribución ergódica se calcula como el autovector correspondiente al autovalor unitario (aislado).

El Cuadro 2 muestra la matriz de probabilidades de transición para la distribución del logaritmo de las rentas personales en los estados de Estados Unidos, en relación a la media nacional, en el período 1948-1989. Esta matriz es la de transiciones de un año y se obtiene mediante simple promediación. La discretización se define empíricamente de modo que para toda la muestra la distribución incondicional sea uni-

forme.[6] La cuestión es ¿a medida que el sistema continúa evolucionando, cómo serán los resultados de largo plazo en relación a la muestra observada? Esta parece una manera natural de examinar la hipótesis de convergencia: de un solo golpe engloba el enfoque del artículo de XSiM al igual que otras posibilidades como la ecuación (3).

La probabilidad de transición estimada admite solamente una distribución ergódica. En relación a la distribución (incondicional) uniforme de la muestra, vemos que la distribución ergódica presenta un máximo hacia la mitad, siendo las colas más estrechas que alrededor de la tendencia central. De estos resultados, concluyo que —de hecho— las conclusiones de XSiM para la convergencia regional en Estados Unidos son correctas, incluso admitiendo la posibilidad de alternativas como la ecuación (3). Sería interesante ver si esas mismas conclusiones se obtienen con otras muestras de datos regionales. Ahora ya sabemos que la aplicación de estos métodos a datos de sección cruzada de países —incluso sin condicionar— presentan resultados bien diferentes de los obtenidos por Barro y Sala-i-Martín; sobre esto, véase Quah (1993b).

Conclusión

El artículo de XSiM es un resumen útil del trabajo sobre convergencia al cual han contribuído él, sus colaboradores y muchos otros. Al extender aquí ese análisis a nuevas muestras regionales, XSiM ha puesto en juego con valentía sus resultados previos. Este esfuerzo valiente y brillante ha dado su fruto puesto que ahora estamos incluso más firmemente convencidos de sus conclusiones anteriores.

Esta discusión ha jugado el papel de una especie de abogado del diablo: he sugerido dos vías por las cuales los resultados de XSiM podrían carecer de interés. La primera posibilidad surgió de una propiedad de los datos acerca de tendencias estocásticas y raíces unitarias; la segunda surgió a partir de una distribución de sección cruzada que evolucionaba de una manera dinámicamente rica.

---

[6] En una discusión como esta, muchas cuestiones han de quedarse sin respuesta: ¿ajustaría mejor un sistema de segundo orden?, ¿cómo cambian los resultados si la discretización —tamaño de la parrilla, localización, etc.— se modifica?, ¿qué sucede si el investigador permite la existencia de probabilidades de transición que varían en el tiempo? Quah (1993a,b,c,d) trata algunos de estos aspectos así como otros relacionados.

El primer caso, al menos teóricamente, sugiere una potencial mala interpretación de las regresiones de convergencia de XSiM. Experimentos de Montecarlo confirman esta posibilidad, pero también sugieren que es improbable. El segundo caso genera un tipo de predicción distinta de las correlaciones de convergencia que XSiM y otros han venido utilizando en la literatura. En dichas situaciones, lo que signifique convergencia o divergencia es sutil y no queda bien iluminado por las típicas regresiones de convergencia estimadas. He proporcionado una técnica empírica que *está* diseñada para tomar en cuenta adecuadamente estas posibilidades más ricas: es interesante que para los estados de Estados Unidos —convergencia entre las regiones de Estados Unidos— se manifiesten las mismas propiedades de convergencia que en los estudios de XSiM. No obstante, uno conoce que en otros estudios (Quah, 1993b,c,d) las conclusiones obtenidas utilizando estos métodos más generales no apoyan tanto los resultados de las técnicas de XSiM.

REFERENCIAS

Aghion, P. y P. Bolton (1993), «A trickle-down theory of growth and development wih debt overhang» FMG Working Paper 170, London School of Economics.

Barro, R. J. y X. Sala-i-Martín (1991), «Convergence across states and regions», *Brookings Papers on Economic Activity.*

Friedman, Milton (1992), «Do old fallacies ever die?», *Journal of Economic Literature.*

Galor , O. y J. Zeira (1993), «Income distribution and macroeconomics», *Review of Economic Studies.*

Phillips, P. C. B. (1987), «Time series regression with unit roots». *Econometrica.*

Quah, D. (1993a), «Aggregate and regional income distribution fluctuations». Working Paper, Economics Department, London School of Economics.

— (1993b) «Dependence in growth and fluctuations across economies with mobile capital» Working Paper, economics Department, London School of Economics.

— (1993c) «Empirical cross-section dynamics in economic growth». *European Economic Review.*

— (1993d) «Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis». *The Scandinavian Journal of Economics.*

— (1994) «Exploiting cross section variation for unit root inference in dynamic data». *Economics Letters* (de próxima aparición).

COMENTARIO

Javier Díaz-Giménez
Universidad Carlos III de Madrid

La convergencia económica no es un fenómeno universal

En la introducción a su artículo, el autor escribe como si quisiera hacernos creer en la universalidad de la convergencia económica. En un

artículo recientemente publicado, Parente y Prescott (1993) analizan la convergencia económica entre países partiendo de una extensión de las series de renta *per cápita* recopiladas por Summers y Heston (1991) y concluyen, sin dejar lugar a dudas, que las diferencias entre las rentas *per cápita* de los países pobres y las de los países ricos han permanecido prácticamente constantes en el período 1960-85 (véase el Gráfico 1). Resulta evidente, por tanto, que los países no convergen.

La convergencia regional no es sorprendente

Una consecuencia inmediata del modelo de crecimiento neoclásico propuesto por Solow (1956) y ampliado, entre otros, por Cass (1965) es que en economías —para el caso que nos ocupa, léase regiones— con factores de producción perfectamente móviles —como lo son en prácticamente todos los casos analizados en el artículo— con las mismas preferencias y con acceso a la misma tecnología —supuestos que a primera vista no resultan demasiado extravagantes en este caso— la productividad marginal del capital, la relación capital/trabajo y la renta *per cápita,* de equilibrio, coinciden. Por tanto, una de las teorías mejor establecidas y con mayor grado de aceptación en el análisis del crecimiento predice que las regiones de un país deben converger, y Sala-i-Martín, en su extenso artículo, nos informa de que, en gran medida, lo hacen. Así las cosas, cuesta trabajo entender la sorpresa aparente del autor ante este resultado.

Dado que las regiones de una economía tienden a converger, una pregunta alternativa —y, en mi opinión mucho más interesante— que el autor podría haberse formulado habría sido investigar por qué la renta *per cápita* de las regiones de economías completamente integradas no es exactamente la misma. La respuesta obvia a esa pregunta, es, sin duda, la movilidad imperfecta de algunos factores de producción, como los recursos naturales, las aglomeraciones urbanas, el clima, etc. Siguiendo esta línea de investigación, el autor podría haber incluido un factor inmóvil en la función de producción neoclásica y haber calculado la participación de este factor necesaria para explicar diferencias en las tasas de crecimiento estacionario de magnitudes comparables a las observadas.

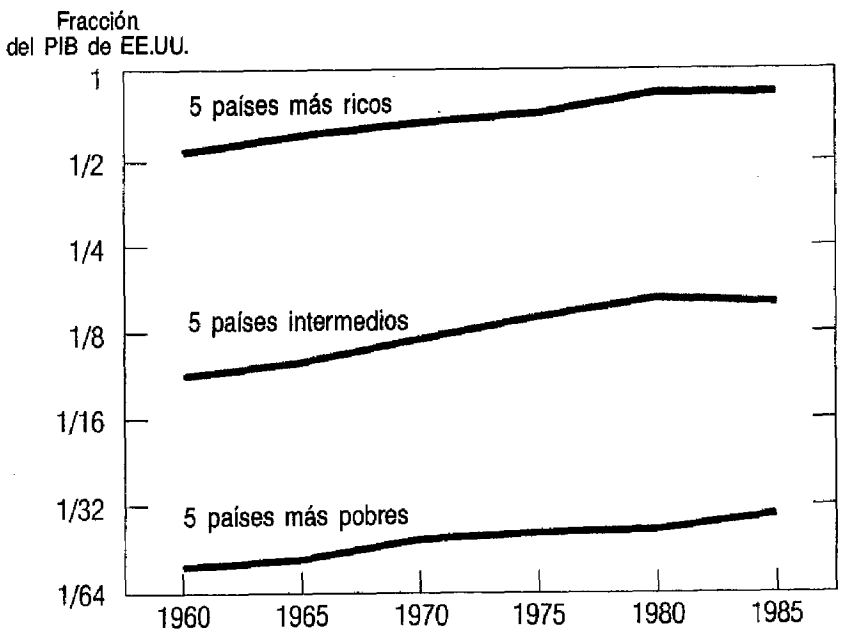
Estadísticos insuficientes

Cuando se analiza la evolución en el tiempo de una distribución, resumir toda la información que contiene la secuencia de distribucio-

nes resultante en un solo estadístico —el preferido por Sala-i-Martín es la correlación entre el nivel inicial de renta *per cápita* y su tasa de crecimiento— es innecesariamente restrictivo. Hacerlo implica sustituir la pregunta general «¿convergen las rentas *per cápita* regionales en una economía dada?», cuya respuesta exige un análisis detallado tanto de la evolución temporal de los estadísticos que resumen las propiedades de la distribución, como de las experiencias individuales de los elementos de la misma, por la pregunta «¿cuál es la correlación entre la renta *per cápita* y la tasa de crecimiento de las regiones?», que es una pregunta mucho más acotada.

Así, la respuesta a esta segunda pregunta no nos dice nada sobre las distintas experiencias del crecimiento de regiones concretas, y, por tanto, no puede ayudarnos a averiguar exactamente a qué renta *per cápita* converge cada región, ni a saber si, como ocurre entre los países, entre las regiones ha habido casos de crecimiento milagroso o fracasado. El análisis de la evolución temporal de los percentiles de la distribución de la renta *per cápita* regional, similar al del Gráfico 1, o el de la evolución de la renta per cápita de regiones con experiencias de crecimiento especiales —en los EE.UU., Oklahoma y California habrían sido dos ejemplos interesantes— habrían contribuido mucho a aclarar el problema que nos ocupa.

GRAFICO 1
UN DESPLAZAMIENTO HORIZONTAL GENERALIZADO



Datos: Summers and Heston (1991).
Fuente: Parente y Prescott (1993). Federal Reserve Bank of Minneapolis. *Quarterly Review.*

Teoría redundante

Schmitz (1993), en un artículo anterior y mucho más completo que el del autor, evalúa, entre otras cosas, las predicciones sobre la convergencia de los principales modelos de crecimiento hoy disponibles. Como las rentas *per cápita* de los distintos países no convergen, Schmitz busca un modelo de una economía abierta que prediga la ausencia de convergencia y concluye que dicha predicción es muy difícil de obtener. Sala-i-Martín, por su parte, parece rechazar el modelo más obvio que predice la convergencia —el modelo de crecimiento neoclásico unisectorial con regiones modelizadas como economías abiertas con factores de producción perfectamente móviles— y emplea diez páginas en examinar diversas foras de modificar distintos modelos de economías abiertas que predicen la ausencia de convergencia. Me cuesta trabajo entender qué es lo que se pretende con este extenso ejercicio.

Citas ausentes...

Quizá la más flagrante sea la de Smith (1776), que claramente ha servido de inspiración al autor en la elección del título. Otras citas ausentes igualmente importantes, además de las ya mencionadas de Parente y Prescott (1993) y Schmitz (1993), son Rebelo (1991), cita obligada cuando se discute el modelo «AK», y Miller y Upton (1985), que incluye una discusión del modelo neoclásico muy parecida a la de las primeras páginas de la Sección 4 del artículo que se comenta.

...y predicciones contundentes

Con todo, supongamos que el autor tiene razón: que las rentas *per cápita* de las regiones de la mayoría de los países del mundo convergen a una tasa aproximada del dos por ciento al año, y que en el caso de la economía española esa tasa de convergencia es del tres por ciento. Según datos del Banco Bilbao Vizcaya, en España en 1992 la comunidad autónoma más rica era Baleares con una renta *per cápita* de 2.135.255 ptas. y la comunidad más pobre era Extremadura con una renta *per cápita* de 993.656 ptas. Si suponemos que esas dos comunidades van a seguir siendo, respectivamente, la más pobre y la más rica —aunque el análisis de Sala-i-Martín no nos diga nada sobre este tipo

de supuestos— y si, como predice el autor, sus rentas *per cápita* van a seguir convergiendo a una tasa constante del tres por ciento anual, la diferencia de 1.141.599 ptas. del año 1992 se habría reducido a 875.000 ptas. en el año 2001, a 650.000 en el año 2011 y a 485.000 en el año 2021. Con predicciones así de contundentes, el tiempo se convierte en el mejor comentarista y basta con esperar para rechazar o confirmar la validez de las teorías.

REFERENCIAS

Cass, D. (1965). «Optimum growth in a aggregative model of capital accumulation». *Review of Economic Studies.*

Miller, M. H. y Upton, C. W. (1986). *Macroeconomics: a neoclassical introduction.* The University of Chicago Press, Chicago.

Parente, S. y Prescott, E. C. (1993). «Changes in the wealth of nations». *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarerly Review.*

Rebelo, S. (1991). «Long-run policy analysis and long-run growth». *Journal of Political Economy.*

Schmitz, J. A. J. (1993). «Early progress on the problem of economic development». *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review.*

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations.* Kelley, New York.

Solow, R. M. (1956). «A contribution to the theory of economic growth». *Quarterly Journal of Economics.*

Summers, R. y Heston, A. (1991) «The Penn world table (mark 5): an extended set of international comparisons, 1950-88». *Quarterly Journal of Economics.*

DISCUSION GENERAL

Xavier Sala-i-Martín
Réplica a los comentarios de Danny Quah

Agradezco a Danny Quah el evidente esfuerzo que ha hecho al leer mi artículo, la calidad de sus comentarios, y la caballerosidad con que los expone. Debo añadir que me resulta especialmente difícil replicar a éstos, porque Danny fue uno de los profesores que me enseñó econometría cuando yo estudiaba el doctorado. No es de buen gusto que los alumnos discutan con sus maestros, sobre todo cuando el tema de debate es el mismo que el profesor le enseñó al alumno.

Poco tiempo después terminar el curso de econometría de Danny, empezó una larga *pelea* académica entre Danny, por un lado, y Robert Barro y yo, por el otro, sobre el tema de la convergencia. Todo empezó con el artículo de Danny sobre la falacia de Galton (Quah, 1993d), que

era una crítica a nuestros artículos de 1991 y 1992. Como se puede apreciar, tanto en los comentarios de Danny como en mi artículo, aquella discusión sigue viva, pues los dos equipos están convencidos de que el contrario está (y ha estado durante años) equivocado.

Una de las críticas de Quah (1993d) era que el concepto de convergencia β era inútil, dado que no era necesario ni suficiente para la convergencia σ. Este segundo tipo de convergencia, decía Danny, era el único que tenía interés económico. En mi artículo presento un ejemplo, el de los *rankings* de las ligas deportivas, que enfatiza la importancia de la convergencia β, independiente de la convergencia σ. El objetivo sólo era poner de manifiesto que ambos conceptos, aunque distintos, son interesantes y ambos deben por tanto ser examinados.

Danny dice que, con este ejemplo, estoy manipulando conceptos y que, en lugar de examinar la clasificación final de los equipos, uno debería examinar la calidad de los equipos. Es en esa calidad, sigue Danny, que puede haber habido convergencia de tipo σ. Y tiene razón. Tendríamos que estar interesados en la calidad de los equipos, así como también en el número de goles por partido, el número de faltas, la violencia del público y muchas otras cosas. Pero, además de todas estas cosas, ¿por que no es interesante la clasificación final? A igualdad de calidad, ¿por qué no puede uno preguntarse si prefiere una liga que casi siempre la gana uno de los mismos dos equipos o una liga en la que cualquier equipo puede ganar? Y si tiene sentido esta pregunta, entonces Danny estará de acuerdo conmigo en que el concepto de convergencia β es interesante, independientemente del concepto de convergencia σ.

Déjenme poner otro ejemplo, de tipo económico. Imaginemos un país en que la distribución de la riqueza es constante (y en el que por tanto no hay convergencia σ). A uno le podría interesar saber si las familias que hoy son pobres serán ricas mañana y viceversa, o si la pobreza se perpetúa y transmite de generación en generación. La implicación de todo ello podría ser una política que persiguiera evitar la transmisión patrimonial intergeneracional, por tender ésta a perpetuar la desigualdad a través de los tiempos. Para responder a esta pregunta uno tendría que estudiar la velocidad de convergencia β (no la convergencia σ). Luego vendría Danny y nos diría que también es interesante estudiar la calidad de vida, la salud, la esperanza de vida o el nivel de contaminación. Todos estos conceptos no aparecen directamente medidos por la renta *per cápita* y sería muy interesante estudiar

si hay convergencia en estos conceptos. Pero esto no quita que también nos interese estudiar la movilidad de las familias, independientemente de la dispersión de la distribución.

En definitiva, seguramente Danny y yo no estamos tan en desacuerdo como parece. Los dos estamos diciendo que es interesante mirar a los dos conceptos, aunque el énfasis lo pongamos en lugares distintos.

El segundo punto de Danny es que lo que él llama el *número mágico* del dos por ciento por año podría ser un artificio estadístico. Y, otra vez, tiene razón. Mi primera impresión al ver los resultados para los Estados Unidos fue que se trataba de error clásico de medición. Danny decide buscar el artificio estadístico en la teoría de raíces unitarias. Cita un teorema que dice que si un proceso tiene una raíz unitaria, entonces la estimación del coeficiente de autocorrelación será la unidad, independientemente de la distribución de los *shocks*. Una universalidad de este tipo podría estar detrás del fenómeno de convergencia estudiado en mi artículo. Luego Danny se embarca en un cuidadoso estudio de la convergencia β con infinidad de simulaciones de Monte Carlo de procesos univariantes con raíz unitaria como el descrito con anterioridad. Su conclusión es que, aunque mis resultados podrían en principio haber estado generados por dicho proceso, esto no es muy probable.

Aquí estoy en desacuerdo con Danny: las rentas de las economías regionales que se analizan en el artículo no pueden haber sido generadas por procesos estocásticos como los presentados en sus comentarios. Todas estas simulaciones son muy interesantes, pero no tienen nada que ver con los datos regionales. De hecho, si hubiera hecho caso de sus propios artículos habría llegado a esta conclusión sin necesidad de tanto trabajo. Como he dicho antes, Danny ha puesto mucho énfasis en la distinción entre convergencia β y convergencia σ, y ha hecho un gran esfuerzo por intentar replicar la β estimada empíricamente, pero se ha olvidado de calcular la varianza. Si lo hubiera hecho, habría encontrado que sus estudios de Monte Carlo tienden a generar una varianza de sección cruzada que se incrementa en el tiempo. Es decir, su modelo econométrico tiende a generar divergencia σ. Sólo hace falta una mirada rápida a los Gráficos 2, 4 y 6 para ver que tal proceso generador de datos no puede ser el responsable de lo que les ha sucedido a las regiones de los países de nuestro estudio. Es decir, si el mundo viene explicado por el modelo de Danny, ¿de dónde han salido los Gráficos 2, 4 y 6? Este es un ejemplo más de la utilidad de estudiar los fenómenos de convergencia β y σ a la vez.

En el punto tercero, Danny dice que los contrastes de convergencia que se desarrollan y calculan en el artículo no pueden responder a preguntas como «si hubiera un *shock* de inversión en la región i, ¿cómo se verían afectadas las regiones colindantes?». De manera similar, Danny critica a casi toda la literatura de crecimiento económico por utilizar modelos de economía representativa, que no pueden responder a preguntas como la anteriormente formulada. Una vez más, Danny tiene razón. El problema es que dichos contrastes de convergencia no fueron diseñados para responder a tales preguntas. Lo que no quiere decir que uno no pueda estudiar dichas preguntas con regresiones de sección cruzada como las utilizadas en el artículo. Si yo tuviera que embarcarme en un estudio de este tipo, lo primero que haría sería buscar datos de inversión a nivel regional (los cuales tienden a escasear), y haría regresiones con la tasa de crecimiento como variable dependiente y las tasas de inversión de la propia región y de las regiones colindantes como variables explicativas. Lo que no se puede hacer es pedir al modelo simple de convergencia que explique todos los fenómenos de la economía. A nivel teórico, yo intentaría crear modelos en los que hubiera *spillovers* tecnológicos o de inversión como los diseñados por Chua (1993). La metodología básica de dichos modelos sería parecida a la metodología utilizada por todos los modelos de *economía representativa* que Danny critica.

Pero lo más sorprendente de Danny en este aspecto es su metodología de crítica. Parece como si estuviera diciendo: «si puedo encontrar una pregunta a la que tu modelo no puede responder, entonces tu modelo no sirve». Si aceptamos este planteamiento, entonces todos los modelos de la historia de la economía (entre los que, desgraciadamente, se encontrarían los de Danny) deberían ser rechazados por la sencilla razón de que, por ser modelos, son simplificaciones de la realidad que *siempre* y *necesariamente* olvidan algún aspecto importante de ésta.

En su último punto, Danny propone un modelo de equilibrios múltiples en el que las economías convergen a uno de dos posibles estados estacionarios. La idea de Danny es que en un mundo como éste, uno tendería a encontrar convergencia β, aunque en realidad, las economías no convergen en el sentido de que se acerquen a un mismo equilibrio de largo plazo. Para variar, creo que aquí Danny está equivocado. No es cierto que en ese mundo las economías pobres crezcan más que las ricas. Es decir, no es cierto que en ese mundo haya convergencia β. Para

verlo, miremos el Gráfico 1 de Danny. Comparemos una economía pobre, que se encuentra en el estado estacionario bajo $K_{(\infty)}$. La tasa de crecimiento para dicha economía es cero. Consideremos ahora una economía rica, que se acerca al estado estacionario alto $K^{(\infty)}$, al que todavía no ha llegado. Por estar debajo de su estado estacionario, la tasa de crecimiento de dicha economía es positiva. Se sigue que la economía rica crece más que la pobre. No hay, por lo tanto, convergencia β.

Si los diferentes países bajo la observación del económetra se encuentran distribuidos uniformemente en la línea del capital, veremos que los pobres convergen al estado estacionario menor y, por sí solos, convergen en el sentido β. Lo mismo pasa con los ricos en relación al estado estacionario rico. Pero cuando comparamos a todos los países de la distribución no es cierto que los ricos crezcan menos que los pobres. Depende de la distancia que separa a cada uno de su estado estacionario. En este sentido, el ejemplo de Danny no es más que una manifestación distinta del fenómeno de convergencia condicional. La diferencia entre ésta y la convergencia condicional de la que he hablado en el artículo es que aquí los países convergen a uno u otro estado estacionario, dependiendo sólo de cual es su estado inicial. La definición convencional dice que un país converge a uno u otro estado estacionario dependiendo de los parámetros sobre preferencias y tecnología que lo caracterizan. Dejando ésto de lado, los dos conceptos son idénticos: la tasa de crecimiento de un país está inversamente relacionada con la distancia que le separa de su estado estacionario.

Réplica a los comentarios de Javier Díaz-Giménez

Los comentarios de Díaz-Giménez son divertidos pero creo que no ha leído mi artículo con gran interés. A pesar de ello, he decidido contestarlos de la manera más seria que me ha sido posible. Díaz-Giménez divide sus comentarios en seis puntos, que paso a discutir a continuación.

El primero es que el fenómeno de convergencia no es un fenómeno universal dado que, como revelan Parente y Prescott (1993) los países que aparecen en los datos de Summers y Heston no convergen. Este resultado es sobradamente conocido, e incluso ha sido ya superado. El primer artículo de la nueva literatura del crecimiento (Romer, 1986) ya utiliza este hecho como evidencia en favor de los modelos de crecimiento endógeno. Y digo que este hecho ha sido superado porque, hoy en día, la literatura ya no habla de convergencia en términos absolutos sino de convergencia condicional, y se ha demostrado sobradamente que incluso

los países de los que hablan Parente y Prescott convergen de forma condicional. Este particular está explicado detalladamente en mi artículo.

Después de puntualizar, correctamente, que el modelo neoclásico con perfecta movilidad de capitales predice convergencia inmediata (y por tanto, no puede explicar la convergencia *lenta* documentada en el artículo), el segundo punto de Díaz-Giménez es que uno debería investigar modelos neoclásicos con movilidad parcial de capitales. Tiene razón, pero no dice que hace ya años que este tipo de análisis está en la literatura y también está en mi artículo (en concreto, en la Sección 4.3).

El tercer punto de Díaz-Giménez es que no basta con analizar la correlación entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial de renta. Sugiere que se estudie la evolución de la distribución regional de la renta. Sin embargo, esto es precisamente lo que se hace cuando se mira la evolución de la dispersión a través del tiempo. El artículo dedica la primera sección a la discusión teórica de la distinción entre una y otra medida. Se argumenta que las dos son interesantes y proporcionan información diferente. Finalmente, para cada país se informa del comportamiento de la dispersión a través del tiempo (véanse los Gráficos 2, 4 y 6).

En el cuarto punto me acusa de rechazar el modelo más obvio que predice convergencia y de embarcarme en una búsqueda inútil de modelos alternativos. Según Díaz-Giménez, el modelo obvio es el neoclásico. (Ignoraré aquí el hecho de que Díaz-Giménez entre en contradicción consigo mismo: en el punto 4 nos dice que el modelo neoclásico con perfecta movilidad de capitales es una buena explicación de lo observado, cuando en el punto 1 nos ha explicado que dicho modelo predice una velocidad infinita, lo que es claramente inconsistente con la evidencia que estamos discutiendo). En varias ocasiones a través del artículo sugiero que mi explicación favorita del fenómeno observado es el *modelo neoclásico* con movilidad parcial de capitales, lo que me hace pensar que Díaz-Giménez no lo ha leído con atención.

Por otro lado, la razón por la que me embarco en la búsqueda de modelos alternativos es clara: el test de convergencia se ha propuesto como el contraste diferenciador entre modelos neoclásicos y endógenos. El modelo neoclásico es consistente con la evidencia empírica presentada. Pero antes de declarar victoria, un investigador debe agotar las posibilidades explicativas de los modelos alternativos. En el caso que nos ocupa, uno tiene que explorar la posibilidad de que variaciones en los modelos endógenos puedan también explicar el fenómeno observado. Por ejemplo, la incorporación de difusión tecnológica en un modelo de crecimiento endógeno también es consistente con la realidad empírica. A par-

tir de aquí, tendremos que diseñar contrastes econométricos adicionales para averiguar cuál de los dos modelos es superior desde un punto de vista empírico. Nótese que a estas conclusiones sólo se puede llegar después de ejercicios como los que se hace en la sección 4 del artículo. (Ejercicios a los que Díaz-Giménez se opone de forma incomprensible.)

El quinto punto es el más grave. Díaz-Giménez me acusa de haber omitido citas «importantes». Empecemos por la ausencia de la cita a Miller y Upton (1986), que según Díaz-Giménez tiene unos gráficos muy parecidos a los míos. La razón de esta potencial similitud (puesto que no sé si se parecen, dado que me ha sido imposible encontrar una copia de tan famoso libro en las bibliotecas de Barcelona), es que ambos estamos discutiendo el modelo de Solow y ambos empleamos los gráficos que utiliza Solow. Esta es la razón por la que, en mi artículo, cito a Solow en lugar de alos centenares de libros de texto que utilizan el mismo gráfico. No cito a Parente y Prescott (1993) porque, como ya he dicho, la falta de convergencia absoluta es una cosa sabida y documentada desde hace años, ni a Schmitz (1993), porque sí hay modelos de crecimiento endógeno que, una vez se abren a la economía internacional, no predicen convergencia (véase mi Sección 4.3). Finalmente, es cierto que no cito a Rebelo (1991), por la creación del modelo AK. Tengo que reconocer que acostumbro a citar a Rebelo y que esta vez se me escapó. Sin embargo, añadiré que, antes que Rebelo, la utilización de la tecnología AK era bastante común. Por ejemplo, Cohen y Sachs (1984), y Eaton (1981) la utilizaron para analizar problemas de deuda internacional. Dentro de la literatura de crecimiento, Kurz (1968) utilizó una tecnología AK. Y uno de los primeros modelos de crecimiento que existieron, el modelo multisectorial de von Neuman (1945), también utiliza dicha tecnología. En resumen, antes de acusar a alguien de omitir citas (lo cual considero una grave acusación en los ambientes científicos en que nos movemos), uno debería estar muy seguro de lo que está diciendo. Obviamente, este no es el caso de Díaz-Giménez.

REFERENCIAS

Cohen, D. y J. Sachs (1988), «Growth and External Debt under Risk of Debt Repudiation». *European Economic Review.*

Chua, H. B. (1993), «Regional Spillovers and Economic Growth», Economic Growth Center WP Series 700, Yale University.

Kurz, M. (1968), «The General Instability of a Class of Competitive Growth Processes», *Review of Econmomic Studies.*

Rebelo, S. (1991), «Long Run Policy Analysis and Long Run Growth», *Journal of Political Economy.*

Von Neumann (1837), «Uber Eim Okonomisches Gleichungssystem», traducido al inglés como «A Model of General Equilibrium», *Review of Economic Studies.* (1945).

Convergencia económica entre las provincias españolas: Evidencia empírica (1955-1989)*

JUAN JOSÉ DOLADO
Banco de España

JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-PÁRAMO
Universidad Complutense y Banco de España

JOSÉ M.ª ROLDÁN
Banco de España

1. INTRODUCCION

Uno de los rasgos más llamativos de la literatura económica reciente es el aparente redescubrimiento de la economía regional, ligado a la noción de convergencia que está implícita en los modelos tradicionales de crecimiento económico. Así, en los últimos años se ha registrado un avance sustancial en la investigación de los factores de crecimiento a largo plazo, basado en la constatación empírica de que los niveles de productividad o renta *per cápita* de las diferentes economías (países o regiones) no han convergido en el tiempo o bien lo han hecho muy lentamente.

En efecto, la hipótesis relativa a la existencia de mecanismos automáticos por los que las economías pobres tienden a crecer más rápidamente que las ricas, justificada tradicionalmente por el supuesto de rendimientos marginales decrecientes en el uso del capital, no parece haber encontrado confirmación del todo satisfactoria. Esta conclusión viene apoyada por un amplio conjunto de trabajos empíricos, discutidos con posterioridad, que analizan, desde una perspectiva histórica, el crecimiento de casi todos los países que componen la economía mundial[1].

* Estamos agradecidos a nuestros comentaristas R. Domenech y A. Novales, así como a los participantes en el VI Simposio de *Moneda y Crédito*. También deseamos agradecer la ayuda de C. Alonso.

[1] Estos trabajos, normalmente utilizan la amplia base internacional de datos construida por Summers y Heston (1988, 1991).

Es por ello que el rechazo de la hipótesis de convergencia, interpretado como reflejo de la incapacidad de la teoría neoclásica tradicional para ofrecer una explicación convincente de la dispersión de las tasas de crecimiento de las diferentes economías nacionales a lo largo del tiempo, ha representado un fuerte estímulo en el desarrollo de la nueva literatura sobre el crecimiento económico que ha aparecido en los años ochenta. En este sentido, la nueva corriente de trabajos teóricos y empíricos en este tema (véase por ejemplo Romer, 1986; Lucas 1988 y 1993; y Barro y Sala-i-Martín, 1993) puede valorarse como un intento de redefinir las claves de la teoría del crecimiento para dar respuesta a la cuestión central objeto de análisis: ¿por qué algunas economías se desarrollan rápidamente mientras que otras quedan atrapadas en situaciones de persistente atraso económico?

Una posible respuesta al interrogante anterior se recoge en los recientes trabajos empíricos de Barro y Sala-i-Martín (1991 y 1992) (de ahora en adelante BS), donde se ofrece evidencia relativa a que la hipótesis de convergencia no se rechaza una vez que se amplía el modelo neoclásico mediante la introducción de un conjunto de variables explicativas del estado estacionario. Dichas variables reflejan características intrínsecas de los países analizados (aspectos político-institucionales, desarrollo tecnológico, recursos naturales, dotación de capital humano, etcétera), tradicionalmente ignoradas en las versiones más simples de los modelos de crecimiento económico.

No obstante, en general, los resultados obtenidos por estos autores muestran que el grado de convergencia entre los países o regiones es lento, típicamente a una tasa del 2% anual[2]. Esta lentitud en el proceso de convergencia es coherente con el modelo neoclásico si se interpreta el *stock* de capital como factor de producción en sentido amplio, incluyendo, por ejemplo, al *stock* de capital humano en su definición. De esta forma aumenta sustancialmente la participación del capital en el producto (digamos desde 0,4 hasta 0,8) y, consecuentemente, se ralentiza el proceso de convergencia, haciéndose más lento el mecanismo por el que se producen rendimientos marginales decrecientes en el uso de dicho factor de producción acumulable. Bajo esta perspectiva, han aparecido dos corrientes de pensamiento que tratan de interpretar desde diferentes puntos de vista el fenómeno anterior: las nue-

[2] Al igual que el número de la bestia es el 666, el número de la teoría del crecimiento parece ser el 0,02.

vas versiones del modelo «solowiano» de crecimiento, basado en rendimientos decrecientes (Mankiw, Romer y Weil, 1992) (en adelante, MRW) y la literatura sobre el crecimiento endógeno basada en rendimientos constantes o crecientes (Lucas, 1988 y 1993; y Romer, 1986 y 1990).

En este trabajo se adopta la metodología desarrollada en los trabajos empíricos mencionados anteriormente, con el propósito de examinar el grado de convergencia que se ha producido entre las provincias españolas durante las últimas cuatro décadas. La relevancia del ejercicio va más allá de la simple réplica de otros trabajos. Pretendemos ofrecer una primera caracterización del crecimiento provincial en España desde mediados de los años cincuenta hasta finales de los ochenta, con la vista puesta en un interrogante fundamental: ¿son permanentes o temporales los desequilibrios de renta entre provincias? Por otro lado, dado que una parte importante del gasto público se orienta explícitamente a metas de reequilibrio o desarrollo regional —sobre la base de que la política pública puede afectar al nivel de renta a largo plazo y al ritmo de crecimiento de la renta *per cápita* durante el proceso de convergencia— el análisis del caso de las provincias españolas puede arrojar alguna luz sobre esta presunción. Asimismo, los resultados podrían ayudar a determinar el papel desempeñado por otras variables determinantes (estructura productiva, migraciones, ahorro, etcétera) del nivel de renta *per cápita* provincial a largo plazo, de gran importancia en el diseño de una política regional equilibrada.

Por último conviene señalar que el enfoque adoptado en este trabajo no se encuentra libre de críticas. En efecto, Quah (1993a,b) critica el supuesto adoptado en el trabajo empírico de que la senda de aproximación al estado estacionario sea única, de manera que la tasa media de crecimiento de una economía durante un período largo de tiempo representa la pendiente de dicha senda. De acuerdo con la evidencia para 118 países durante el período 1962-85, dicha tasa media de crecimiento difiere significativamente por subperíodos. Por ello, se aconseja el uso de una estrategia econométrica alternativa basada en el estudio directo de la dinámica de la distribución completa de la renta *per cápita* de las diversas economías a lo largo del tiempo. Con el fin de analizar en qué medida nuestros resultados están afectados por dicha crítica, se efectuarán algunos de los ejercicios de esta nueva metodología.

El resto del artículo se estructura del modo siguiente. En la Sección 2 se presentan, de forma resumida, los conceptos de convergencia

—convergencia tipo β y convergencia tipo σ— más frecuentemente utilizados en el trabajo empírico, así como una síntesis de la evidencia empírica reciente sobre el tema. La Sección 3 contiene los resultados empíricos referidos a las provincias españolas durante el período 1955-1989. Comienza dicha sección con un análisis de convergencia tipo β incondicional; a continuación se explora el papel de las variables condicionantes del estado estacionario para las que se ha conseguido información estadística, cerrándose la sección con un análisis de la convergencia por subgrupos de provincias. La Sección 4 examina en qué medida puede realizarse una interpretación estructural de la aportación de las variables condicionantes al proceso de crecimiento en términos de diferentes versiones del modelo de Solow. La Sección 5 analiza la evidencia relativa a la convergencia tipo σ. Finalmente, la Sección 6 sintetiza las principales conclusiones.

2. INDICADORES DE CONVERGENCIA

2.1. Tipos de convergencia

Existen dos conceptos de convergencia que han sido habitualmente utilizados en la literatura sobre el tema: los indicadores β y σ (véase BS, 1992).

2.1.1. Convergencia tipo β

La convergencia tipo β se verifica cuando, como consecuencia de la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el uso de factores acumulables, las provincias pobres tienden a crecer más rápidamente que las provincias ricas, situación que —a igualdad de tecnología, preferencias, y nivel de conocimiento— conducirá a que sus rentas *per cápita* se igualen en el transcurso del tiempo.

Denotando con los subíndices i y t la provincia y el año, respectivamente, y con T el período muestral sobre el que se examina el proceso de transición de la economía, este tipo de convergencia en la renta *per cápita* provincial (y) puede analizarse a través de la siguiente ecuación lineal en diferencias:

$$(1/T)\log(y_{it}/y_{i,t-T}) = a - b\log(y_{i,t-T})/T + u_t^i;\ (i = 1...N) \qquad (1)$$

donde el término constante *a* depende de la renta *per cápita* en el estado estacionario y de la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno; el parámetro $b=(1-e^{-\beta T})$ recoge el efecto de la renta *per cápita* inicial sobre la tasa de crecimiento medio del período, de forma que β representa el ritmo de convergencia o tasa media anual a la que las economías van acortando su distancia relativa al estado estacionario; finalmente, u_t^i representa un término de perturbación, serialmente incorrelacionado, con media cero y varianza σ_u^2, distribuido independientemente del logaritmo la renta inicial, $\log (y_{i,\,t-T})$, y de u_t^j $(j \neq i)$.

La ecuación (1) se obtiene a partir de la log-linealización en tiempo discreto de la ecuación de transición al estado estacionario en el modelo neoclásico de crecimiento de una economía cerrada[3]. Su interpretación es clara: como consecuencia de la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el uso del capital, cuanto menor (mayor) sea la renta inicial, mayor (menor) será el crecimiento medio sobre el período T. Otra interpretación complementaria de la anterior, en términos de un mecanismo de «ajuste parcial», se obtiene reescribiendo (1) en la forma:

$$(1/T) \log (y_{it}/y_{i,\,t-T}) = a' + b\,[\log (\hat{y}_i^*) - \log (y_{i,\,t-T})]/T + u_t^i \qquad (2)$$

donde $\hat{y}_i^*$ denota la renta *per cápita* de equilibrio en el estado estacionario (medida en unidades de eficiencia). Dado que $0 \leq b \leq 1$, el lado izquierdo de (2) representa el porcentaje de la distancia relativa entre y_i^* y y_{t-T} que desaparece en el período T. Si $b=0(\beta=0)$ no existirá convergencia mientras que si $b=1(\beta=+\infty)$ la convergencia será plena instantáneamente. En otras palabras, cuanto mayor sea β menor será el tiempo necesario para que el sistema económico alcance el equilibrio. Así pues, se dice que existe convergencia del tipo β cuando $\beta>0$ (existirá divergencia si $\beta<0$)[4].

El parámetro de convergencia β depende, a su vez, de parámetros tecnológicos y de preferencias, fundamentalmente de la productividad

---

[3] Véase los trabajos clásicos de Ramsey (1928), Cass (1965) y Koopmans (1965) sobre el modelo neoclásico de crecimiento y Baumol (1986) y BS (1991 y 1992) sobre la obtención de la ecuación (1).

[4] Una medida estándar de la lentitud en el proceso de convergencia, complementaria al propio tamaño de β, es el denominado desfase mediano, que representa el número de períodos que han de transcurrir para que se cumpla la mitad del ajuste total. Dicha medida se define en términos de (1) como $(\ln 2)/\beta$, de manera que si, por ejemplo, β es 0,02, el desfase mediano será de 35 años.

del capital y de la disposición hacia el ahorro (véase BS, 1991). Así, puede demostrarse que depende negativamente de la proporción de capital en la economía (menor productividad marginal) y positivamente de la voluntad de sustituir consumo intertemporalmente (mayor capacidad de ahorro), si bien dichos determinantes del parámetro de convergencia corresponden al caso de una economía cerrada, supuesto ciertamente restrictivo cuando el ámbito de análisis es el de las provincias o regiones dentro de un mismo país. Tal como se demuestra en Barro *et al.* (1992), si existe movilidad imperfecta del capital (por ejemplo, el capital humano no puede utilizarse como colateral para el endeudamiento de la economía), tenderá a observarse una mayor convergencia en términos de producto *per cápita* y una menor convergencia en términos de renta *per cápita,* ya que los rendimientos de las inversiones de las regiones ricas en las regiones pobres revierten a las primeras[5]. Por otra parte, si existe movilidad imperfecta de la mano de obra, desde provincias con bajos *ratios* capital-trabajo a otras con *ratios* más altos, los rendimientos decrecientes aparecerán con mayor rapidez y, consecuentemente, el coeficiente β tenderá a aumentar. No obstante, en este último caso, también podría ocurrir que las transferencias de capital humano, asociadas a los flujos migratorios, tiendan a crear una mayor divergencia (el denominado fenómeno del *brain drain*). Asimismo, la existencia de diferencias tecnológicas persistentes puede ralentizar el proceso de convergencia, en la medida que los impulsos tecnológicos no se distribuyan uniformemente a través de todas las economías. Por todo ello, una interpretación más realista de este concepto de convergencia habrá de tener en cuenta todos estos aspectos.

2.1.2. Convergencia tipo σ

El segundo concepto de convergencia utilizado, el indicador σ, es el más conocido y se refiere a la evolución de la dispersión de las rentas *per cápita* provinciales a lo largo del tiempo. En este sentido, se afirma que existe convergencia del tipo σ si la desviación típica del logaritmo del producto *per cápita* entre regiones decrece con el transcurso del tiempo.

[5] Sin embargo, si también existe movilidad laboral imperfecta, las remesas de los emigrantes tendrían el efecto opuesto.

Existe una relación entre ambos tipos de convergencia. En efecto, denominando σ_t^2 a la varianza de $\log(y_{it})$ en el período t, y dados los supuestos adoptados sobre la distribución de u_t^i, tomando momentos de segundo orden en (1) se obtiene el siguiente proceso autorregresivo de primer orden en las varianzas:

$$\sigma_t^2 = (1 + b)^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_u^2 \qquad (3)$$

de manera que sustituyendo b en términos del parámetro β resulta posible obtener la solución de (3) en función de su equilibrio a largo plazo ($\sigma^{*2} = \sigma_u^2/(1-e^{-2\beta})$) y la dispersión inicial de rentas (σ_o^2). Esto es:

$$\sigma_t^2 = \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-2\beta}} + \left[\sigma_o^2 - \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-2\beta}} \right] e^{-2\beta t} \qquad (4)$$

Por tanto, si $\beta>0$ el término entre paréntesis tenderá a desaparecer, con lo que σ_t^2 se aproximará a su nivel de equilibrio σ^{*2}. Sin embargo, nótese que si σ_o^2 es menor (mayor) que σ^{*2}, la convergencia se producirá de forma que σ_t^2 aumente (disminuya) en el tiempo. Por ello, la convergencia tipo β es una condición necesaria pero no suficiente para la convergencia tipo σ. Es decir, la existencia de perturbaciones (u_t^i), por ejemplo, un *shock* petrolífero o una mala cosecha, puede originar cambios en σ_u^2, generando situaciones en que σ_t^2 aumente temporalmente pese a que β sea positivo.

2.2. *La evidencia empírica internacional*

Tal como se comentaba en la Introducción, la literatura empírica reciente ha puesto de manifiesto que el fenómeno de la convergencia económica entre países o regiones resulta difícilmente explicable en términos de los mecanismos automáticos implícitos en las versiones más sencillas del modelo neoclásico de crecimiento. Así, de los diversos trabajos de BS (1991 y 1992) se derivan diferentes conclusiones según sea la composición del grupo de economías analizadas: para conjuntos de economías relativamente homogéneas, como los estados de Estados Unidos, las regiones europeas o los países de la OCDE, se obtiene un grado de convergencia superior al que resulta de utilizar muestras mucho más heterogéneas.

Sin embargo, cuando se han analizado muestras que contienen un mayor número de economías nacionales, cuyo grado de heterogeneidad es muy superior (98 países en Barro, 1991), la evidencia se vuelve negativa, en el sentido de no poder rechazar la ausencia de convergencia tipo β. Ello puede explicarse en términos de la ausencia de un único estado estacionario común para todas las economías. El hecho de que cada país tenga su propio nivel de renta de equilibrio se refleja en diferencias estables históricamente de sus niveles de renta *per cápita,* las cuales, a su vez, provienen de características idiosincráticas reflejadas en una amplia gama de aspectos sociales, políticos, institucionales y del funcionamiento de las reglas del mercado en dichas economías.

De ello se deriva la necesidad de tener en cuenta, en el análisis empírico, los efectos de los determinantes del estado estacionario en (1) o (2), de manera que sólo después de introducir en el modelo variables explicativas que caractericen dichas diferencias estructurales resulta posible obtener convergencia. En otras palabras, cada economía converge a su propio estado estacionario. En dicho conjunto de determinantes se encuentran, por ejemplo, variables como el grado de educación (medidas por tasas de escolaridad, alfabetismo, etcétera), la tasa de ahorro (medida por la tasa de inversión, bajo el supuesto de economía cerrada), la inestabilidad política, el grado de intervención gubernamental en la economía, etcétera. De esta manera, el concepto de *convergencia incondicional,* reflejado en (2) al tomar $\hat{y}^*$ como una constante, se convierte en *convergencia condicional,* al considerar los efectos de todos los determinantes del estado estacionario descritos previamente.

En lo que se refiere a la convergencia incondicional, en el estudio realizado sobre la evolución histórica los estados de Estados Unidos (BS, 1991 y 1992) se obtiene evidencia favorable a la misma, a una tasa aproximada del 2% anual (β=0,02). Este resultado es válido a lo largo de todo el período muestral (1880-1988), incluyendo subperíodos que incluyen episodios tan significativos como la Gran Depresión o las crisis del petróleo. Idénticos resultados se obtienen analizando una amplia muestra de regiones europeas (73 regiones correspondientes a 7 países) durante el período 1950-85 (véase BS, 1991)[6].

En cuanto a la convergencia condicional, Barro (1991) demuestra empíricamente que existe una relación negativa significativa entre creci-

[6] En el análisis de las regiones europeas se excluye España, cuyo caso ha sido recientemente analizado por Mas *et al.* (1993).

miento medio y renta inicial cuando se condiciona en el nivel de capital humano en cada país, mientras que si no se condiciona, la correlación se vuelve positiva (divergencia). Esto es, si la disponibilidad de capital humano tiene un efecto positivo sobre el crecimiento y se encuentra, asimismo, positivamente correlacionado con la renta inicial (los países ricos tienen más capital humano), al no tener en cuenta el efecto de aquel, se observará una menor (mayor) tasa de crecimiento medio en las economías pobres (ricas) y, por tanto, divergencia. De este resultado se derivan implicaciones de gran interés, como la necesidad de superar ciertos umbrales mínimos en la dotación de capital humano *per cápita* para lograr la convergencia (véase Azariadis y Drazen, 1990 y Kyriacou, 1992, sobre el problema de las «trampas de pobreza»). En general, de esta literatura emerge el mensaje de que los países con bajo nivel de desarrollo, como el continente africano o América Latina, crecen menos que los países más desarrollados. Algunas características consustanciales de estos países, ya sean educativas, tecnológicas, geográficas o político-institucionales, se encuentran detrás de su persistente atraso ecónomico.

3. CONVERGENCIA DEL TIPO β ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

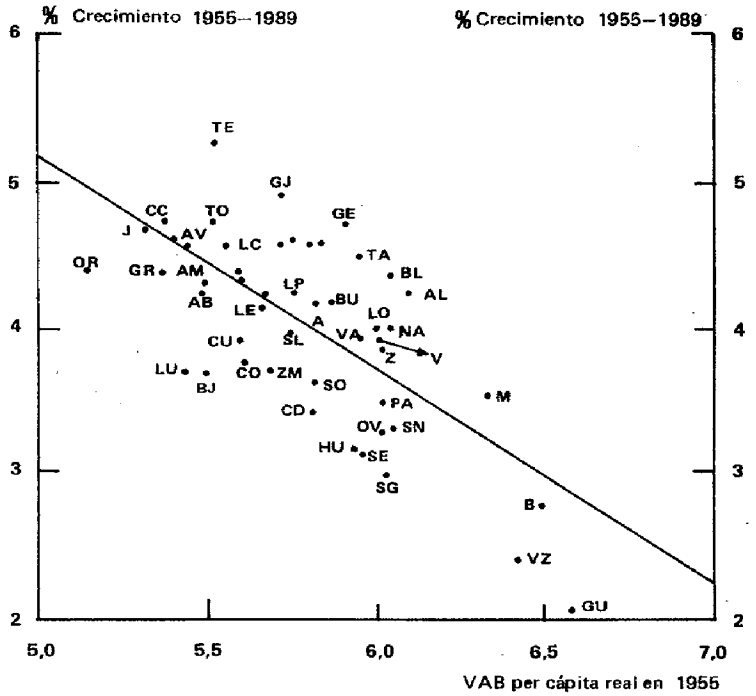
La fuente básica de datos utilizada en este trabajo para el análisis de la convergencia provincial es «Renta Nacional de España y su Distribución Provincial», publicación que realiza con periodicidad bianual el Banco de Bilbao, luego BBV, desde 1955. El número de provincias analizadas es 50 (se excluyen Ceuta y Melilla) y el período analizado es 1955-1989. La definición de renta provincial utilizada es el valor añadido bruto (producción) provincial al coste de los factores, deflactado por el índice de precios del Valor Añadido Bruto (VAB) nacional al coste de los factores[7]. Para el cálculo *per cápita* se ha utilizado habitualmente la población activa de cada provincia, aunque también se discuten resultados basados en VAB por ocupado (productividad del trabajo), ya que no está claro en la literatura cuál es la variable apropiada. Una descripción detallada del resto de variables utilizadas en el análisis se encuentra en el Apéndice.

[7] Alternativamente, se utilizaron los IPC (índices de precios de consumo) provinciales como deflactores disponibles desde 1967. En este caso, en el ejercicio de convergencia incondicional, se obtiene un valor de β igual a 0,0213 superior al 0,0152 obtenido con el deflactor nacional, lo cual es razonable si se piensa que los IPC provinciales han aumentado más en las provincias ricas que en las pobres. Es por ello que el coeficiente β estimado puede estar algo sesgado a la baja. Sin embargo, se ha optado por ofrecer resultados con el deflactor nacional al no ser el IPC un deflactor apropiado para el VAB.

3.1. Análisis de la convergencia tipo β incondicional

El Gráfico 1 muestra el patrón de convergencia provincial de la renta *per cápita* (en términos de la población activa) en el período 1955-1989, mientras que los Gráficos 1(a)-1(c) ofrecen dicho patrón para los subperíodos 1955-64, 1964-77 y 1977-89. El agrupamiento de observaciones en el período completo parece sugerir que las provincias más pobres son las que más han tendido a crecer durante estos años. La columna (1) del Cuadro 1 confirma esta impresión. Al estimar el coeficiente β en (1) por Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL), éste se sitúa en torno al 2% (desfase mediano de 35 años) y es significativamente distinto de cero. Los resultados de esta misma columna revelan cierta inestabilidad por subperíodos, particularmente un descenso de la convergencia en el período intermedio, si bien la hipótesis de que β se ha mantenido constante a lo largo del tiempo no puede rechazarse mediante un contraste del *ratio* de verosimilitudes (RV), presentado en la última fila del Cuadro 1.[8]

GRAFICO 1
CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1955-1989



[8] Denotando como LV_u(LV_r) el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo irrestringido (restringido), el contraste RV [=$2(LV_u - LV_r)$] se distribuye asintóticamente como una $\chi^2(q)$, siendo q el número de restricciones.

GRAFICO 1 A

CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1955-1964

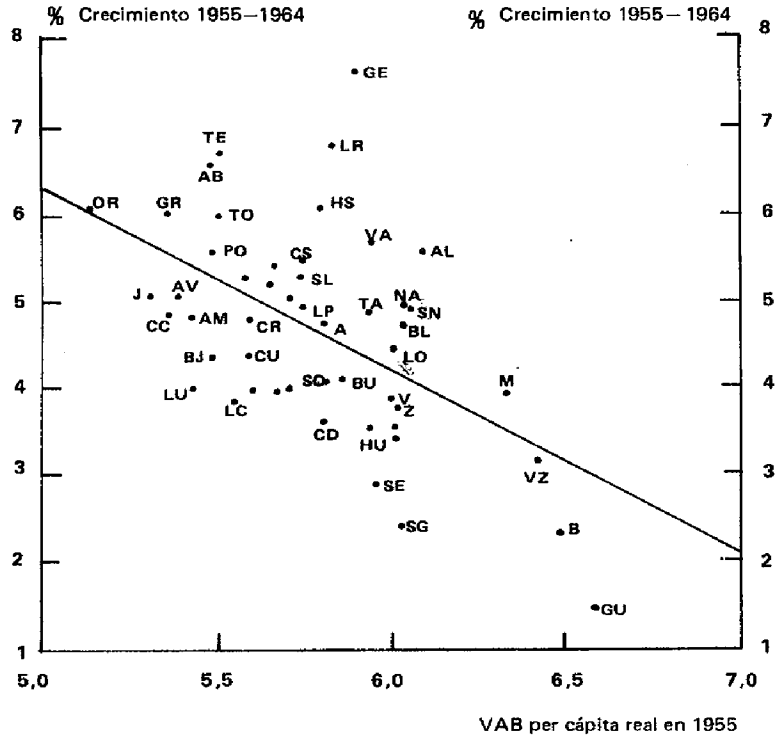


GRAFICO 1 B

CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1964-1977

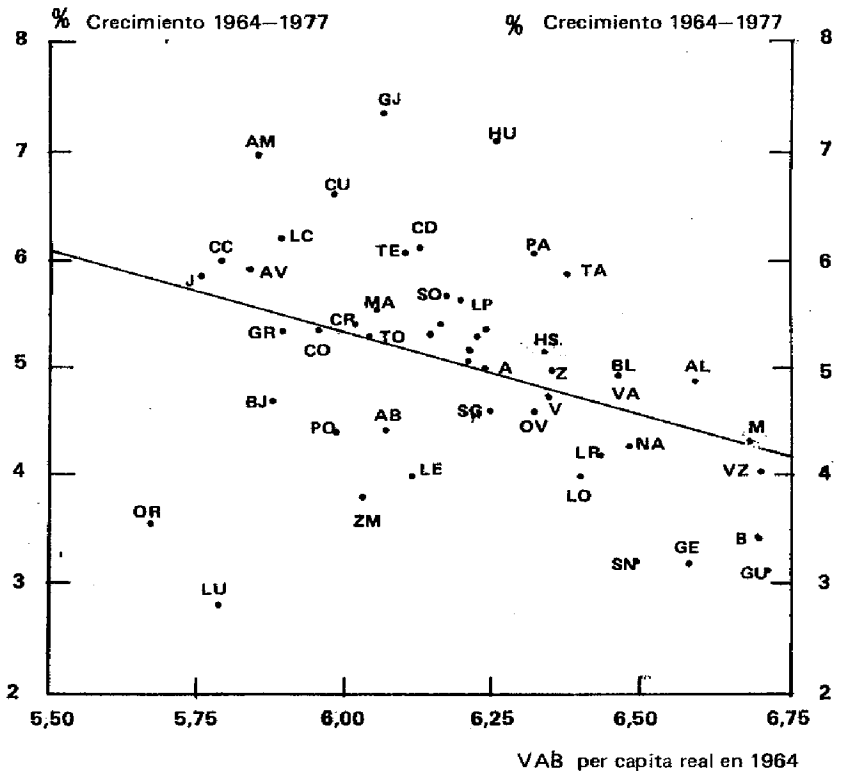
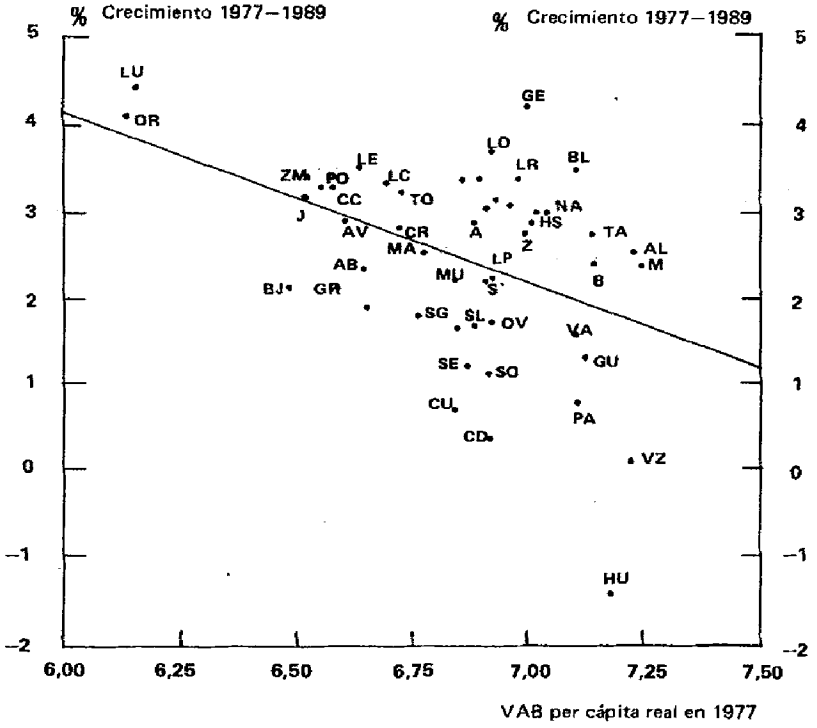


GRAFICO 1 C

CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1977-1989



CUADRO 1
CONVERGENCIA PROVINCIAL TIPO β INCONDICIONAL

Muestra	(1)		(2)		(3)		(4)	
	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]
1955-64	0,0233 (0,0054)	0,09	0,0332 (0,0076)	0,086	0,0341 (0,0057)	0,076	0,0438 (0,0078)	0,072
1964-77	0,0155 (0,0061)	0,124	0,0106 (0,0080)	0,124	0,0113 (0,0069)	0,120	0,0007 (0,0085)	0,117
1977-89	0,0226 (0,0071)	0,120	0,0337 (0,0084)	0,115	0,0508 (0,0077)	0,080	0,0692 (0,0097)	0,078
β restringido 1955-89	0,0199 (0,0036)	[126,81]	0,0257 (0,0050)	[128,84]	0,0315 (0,0040)	[147,17]	0,0443 (0,0056)	[150,49]
RV	0,76		3,44		4,29		16,3*	

Nota: β es la estimación implícita en la estimación λ. Significado de las columnas:
(1) Con constante diferente por subperíodo.
(2) Con constante diferente por subperíodo y con una variable sectorial distinta en cada subperíodo. Como variable sectorial se utiliza el peso de la agricultura en el VAB provincial al principio de cada subperíodo.
(3) Con tres constantes regionales, distintas en cada subperíodo. Se contrasta si las variables artificiales de comunidades autónomas se pueden resumir en esas tres regiones, aceptándose la restricción (el contraste de RV es 19,16 y su valor crítico al 5%, correspondiente a una χ^2_{14}, es 23,68).
(4) Con tres constantes regionales distintas en cada subperíodo y una variable sectorial distinta en cada subperíodo.
LV = (logaritmo de) función de verosimilitud; RV = contraste del *ratio* de verosimilitud; e.e. = desviación típica residual. Entre paréntesis, errores estándar de los estimadores; (*) significativo al 5%.

La columna (2) del Cuadro 1 presenta las estimaciones de β al añadir a la ecuación (1) una variable de estructura sectorial de la producción en el año inicial en cada período. Esta variable podría captar diferencias en el estado estacionario de cada provincia, $\hat{y}_i^*$, y también permite captar los *shocks* sectoriales comunes incluidos en el término de error. Después de efectuar varias pruebas, con diversas variables aproximativas de la estructura productiva, la variable sectorial seleccionada finalmente fue el peso de la agricultura en el VAB provincial. Las regresiones indican una mayor inestabilidad por subperíodos (en el subperíodo 1964-77 la estimación de β no es significativamente distinta de cero), aunque tampoco es posible rechazar que β haya sido constante (en torno al 2,6%) a lo largo de todo el período. El valor del contraste RV indica que la variable sectorial sólo es marginalmente significativa al 5%. Sin embargo, el signo de dicha variable (negativo) y el hecho de que aumente la tasa de convergencia respecto al caso (1) (excepto en el período intermedio) parece indicar que el peso de la agricultura afecta negativamente a la tasa de crecimiento, conforme a lo esperado, dada la menor productividad en dicho sector.

Una forma alternativa de reflejar diferencias en el estado estacionario o la existencia de *shocks* comunes a un conjunto de regiones es incluir variables ficticias regionales. Para agrupar provincias en regiones, inicialmente se estimó la ecuación (1) con una constante para cada una de las 17 Comunidades Autónomas existentes en la actualidad, agrupándose posteriormente éstas en tres «supra-regiones», según que la constante estuviese por encima (Región 1), por debajo (Región 3) o en torno a la media (Región 2). La agrupación resultante, que no resulta rechazada por los datos en ningún subperíodo, es la siguiente:

— Región 1: constituida por Aragón, Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra, Rioja y Valencia, con una constante superior a la media.

— Región 2: formada por Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla-León, Galicia, Murcia y País Vasco, con una constante alrededor de la media.

— Región 3: integrada por Andalucía y Extremadura, con una constante inferior a la media.

La inclusión de estas variables ficticias mejora muy apreciablemente los resultados de las regresiones de convergencia, tal como se aprecia en el aumento sustancial del valor de la función de verosimilitud. De nuevo, los cambios en los coeficientes por subperíodos se

hacen más marcados, aunque de nuevo no puede rechazarse su constancia para el conjunto del período (columna 3)[9].

Finalmente, β fue estimado por subperíodos en modelos que incluían las variables ficticias supra-regionales y la variable sectorial provincial. Los resultados de la columna (4) reflejan esta vez, amén de una ligera reducción del error estándar respecto de la columna (3), una inestabilidad del proceso de convergencia estadísticamente significativa. Aparentemente, el período de mayor desarrollo del país (1964-1977) no estuvo caracterizado por la convergencia de los niveles de renta *per cápita* de las provincias españolas. No debe pasarse por alto que se trata de un período de cambio intenso en la estructura productiva (piénsese, por ejemplo, en el acelerado proceso de mecanización del campo), así como que incluye el comienzo de la crisis del petróleo (1975-77), episodio que seguramente afectó a las diversas provincias de forma desigual.

El análisis de convergencia incondicional se completa con la estimación de las ecuaciones de convergencia por CC.AA. (véase el Gráfico 2). Los resultados, que figuran en el Cuadro 2, tienden a confirmar la existencia de convergencia en los tres subperíodos cuando se incluyen las variables ficticias regionales, cuya incorporación mejora especialmente el ajuste del modelo. Sin embargo, a diferencia de lo que ocurría en el caso de las provincias, no puede rechazarse que el ritmo de convergencia haya sido el mismo por subperíodos (alrededor del 4,7% con un desfase mediano de 15 años). Este resultado sugiere que dentro de las CC.AA. existe un grado de heterogeneidad que queda suavizado por la agregación. En efecto, tal como se observa en el Gráfico 1B, este parece ser el caso de Galicia en el período intermedio, donde el bajo crecimiento de Lugo y Orense se ve compensado, a nivel regional, por el alto crecimiento de La Coruña.

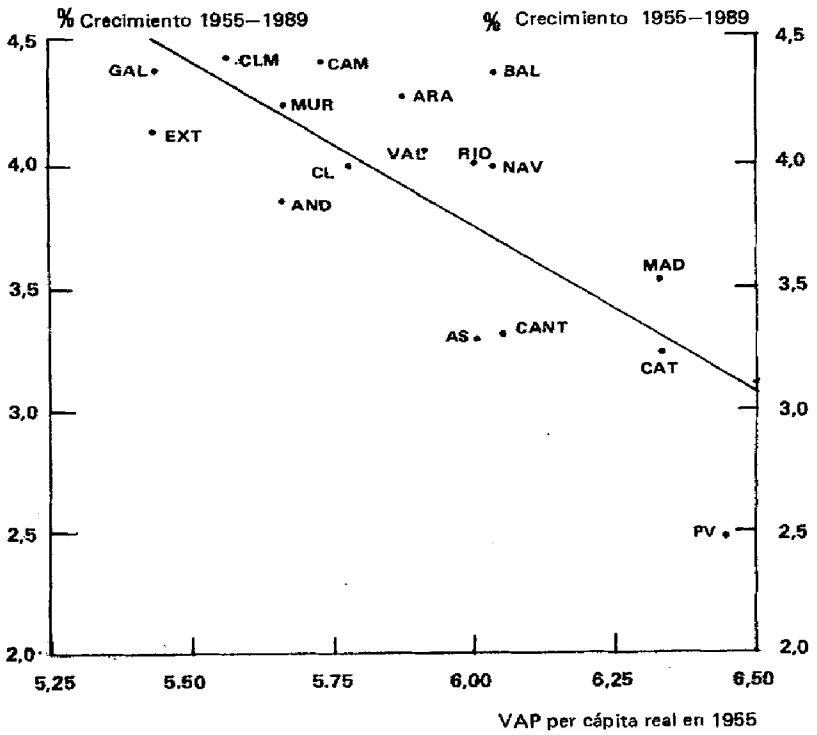
Tal como se comentó previamente, la literatura no deja claro cual debe ser la variable de escala a utilizar para convertir la renta en *per cápita*. En los resultados anteriores se ha utilizado la población activa de cada provincia. Sin embargo, resulta natural preguntarse en qué medida los resultados varían si se utiliza el empleo. Para contrastar los efectos de cambiar la definición de renta *per cápita* y, particularmente,

[9] Cuando se excluyen las tres provincias del País Vasco, cuya evolución económica puede estar afectada por el tema del terrorismo, se obtienen estimaciones de β iguales a 0,015 (error estándar: 0,004) y 0,03 (error estándar: 0,006) sin y con variables artificiales regionales respectivamente.

analizar si las variables ficticias supra-regionales pueden estar recogiendo las diferencias persistentes en las tasas de paro, se utiliza el siguiente modelo que engloba las dos alternativas:

$$(1/T)\Delta \log(Y/L)_{t,t-r} = a - b\log(Y/L)_{t+T} + \Theta_0\Delta\log(L/N)_{t,t-T} + \Theta_1\log(L/N)_{t-T} \quad (5)$$

GRAFICO 2
CONVERGENCIA POR COMUNIDADES AUTONOMAS, 1955-1989



CUADRO 2
CONVERGENCIA REGIONAL TIPO β INCONDICIONAL

Muestra	(1)		(2)		(3)		(4)	
	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]	β	e.e. [LV]
1955-64	0,0272 (0,0042)	0,036	0,0398 (0,0078)	0,033	0,0308 (0,0052)	0,034	0,0452 (0,0083)	0,031
1964-77	0,0169 (0,0061)	0,061	0,0207 (0,0110)	0,061	0,0232 (0,0079)	0,058	0,0388 (0,0016)	0,058
1977-89	0,0125 (0,0099)	0,084	0,0121 (0,0166)	0,084	0,0520 (0,0089)	0,036	0,0706 (0,0168)	0,037
β restringido 1955-89	0,0252 (0,0039)	[73,14]	0,0395 (0,0073)	[75,56]	0,0355 (0,0041)	[88,48]	0,0475 (0,0072)	[92,55]
RV	2,86		1,84		5,18		2,22	

Nota: Véanse notas al Cuadro 1.

donde L es la población activa y N el empleo (nótese que log(L/N) es aproximadamente la tasa de paro, u). Si se verifica la hipótesis nula $H_0=\Theta_0=\Theta_1=0$, el modelo debería expresarse en términos de población activa, mientras que si se cumple $H'_0: b+\Theta_1=0$, $\Theta_0=-1$, la variable adecuada sería el empleo. Cuando se estima (5) sin variables regionales se rechaza $H_0(\chi^2(2)=15,1)$ y no se rechaza $H'_0(\chi^2(2)=1,4)$. Sin embargo cuando se incluyen dichas variables artificiales los resultados se invierten y así se rechaza $H'_0(\chi^2(2)=6,4)$ y no se rechaza $H_0(\chi^2(2)=1,6)$. Además las variables regionales resultan significativas en la estimación irrestringida de (1) cuando se utiliza el empleo en lugar de la población activa. Por tanto, parece concluirse que dichas variables reflejan algo más que las diferencias persistentes en la tasa de paro y que, una vez se incluyen en el modelo, la variable renta *per cápita* en términos de población activa parece ser la más adecuada.

En resumen, del análisis de este apartado parece inferirse que existe convergencia incondicional para el período completo, a la tasa habitual del 2% anual encontrada en otros trabajos. Sin embargo, a diferencia de lo obtenido en BS (1991), la introducción de variables ficticias regionales o sectoriales parece acentuar las diferencias entre los subperíodos analizados y aumenta sustancialmente la tasa media de convergencia (del 2% al 4,4%). El peso de la agricultura y la adscripción geográfica parecen, pues, haber afectado negativamente a las regiones pobres, retrasando el proceso de convergencia (menor β). Por otra parte, el hecho de que en el período intermedio (1964-77) no exista evidencia de convergencia, una vez que se consideran los efectos fijos regionales, parece indicar que durante dicho período las provincias inicialmente pobres experimentaron *shocks* positivos mientras que las más ricas se vieron afectadas negativamente. El proceso de mecanización de la agricultura, los movimientos migratorios del campo a la ciudad y los efectos derivados de las fuertes oscilaciones en el precio de la energía durante este período, pueden estar detrás de este resultado. Finalmente, el hecho de que la tasa de convergencia, en el período completo, se duplique al introducir las variables artificiales y la participación de la agricultura, parece señalar la existencia de efectos fijos positivamente correlacionados con la renta *per cápita* inicial. A la búsqueda de una interpretación más estructural de dichos efectos se dedican los dos siguientes apartados.

3.2. El papel de las variables condicionantes

Los ejercicios de convergencia incondicional presuponen que, en caso de converger, todas las provincias lo hacen hacia un estado estacionario común. Sin embargo, la evidencia presentada en la subsección anterior parece ir en sentido contrario, especialmente por la significatividad de las variables ficticias. Así, el modelo estándar de Solow indica que los estados estacionarios son distintos cuando ciertas características económicas o idiosincráticas difieren sistemáticamente entre las provincias. Entre éstas ocuparía un lugar destacado la tasa de ahorro, que, entendida en sentido estricto, se referiría únicamente a la acumulación de capital físico. El modelo de Solow *ampliado* (por ejemplo, en MRW, 1992) incluiría, además, el ahorro destinado a la formación de capital humano. El estado estacionario depende, asimismo, de la tasa de crecimiento de la población, influida por las migraciones. Otras variables que podrían afectar a la renta *per cápita* a largo plazo son todas aquellas que influyen sobre la eficiencia tecnológica de cada provincia, desde las infraestructuras y la climatología al sistema fiscal y las características de tipo institucional. La lista de posibles variables condicionantes queda en parte abierta.

Con el fin de captar el efecto de las variables condicionantes más relevantes —de entre el conjunto limitado para el que ha podido obtenerse información estadística a nivel provincial—, se ha procedido, inicialmente, a ampliar la regresión de convergencia añadiéndolas *ad hoc*. En las subsecciones siguientes nos ocuparemos de contrastar si la inclusión de estas variables verifica las restricciones teóricas implícitas en el modelo de Solow *ampliado,* que es el que mejores resultados ha ofrecido en los estudios sobre convergencia entre países (véase MRW, 1992 y Andrés *et al.*, 1993). Desafortunadamente, la mayoría de estas variables no estaban disponibles a nivel de subperíodos. Debido a ello, los resultados que a continuación se comentan se refieren únicamente al período completo 1955-89.

El Cuadro 3 presenta los resultados de la regresión de convergencia ampliada con una variable *proxy* de ahorro en capital físico (S_K es una tasa de ahorro provincial, en logaritmos, en 1987), dos *proxies* distintas de capital humano (S_h, variable flujo, es el del gasto provincial *per cápita* en educación, en logaritmos, en 1964 y h, variable *stock,* es el porcentaje de la población con estudios de 1.º, 2.º y 3.er grado, en logaritmos, por CC.AA. en 1981) y las migraciones medias del período

en proporción de la población total inicial en cada provincia (m). Se probaron otras posibles variables condicionantes —entre las que cabe destacar el capital público real en carreteras por trabajador y por kilómetro cuadrado en los años 1955 y 1989—, así como otras *proxies* para S_K (bancos por cada 100 habitantes en el año 1960) y para el capital humano (porcentaje de analfabetismo y porcentaje de estudiantes en enseñanza media en el año 1962)[10]. No se incluyen en el Cuadro 3, al no aportar mejoras estadísticamente significativas en la estimación.

CUADRO 3
CONVERGENCIA CONDICIONAL (1955-1989)

	(1) Sin variables ficticias regionales			(2) Con variables ficticias regionales		
	β	e.e.	LV	β	e.e.	LV
Convergencia incondicional	0,0200 (0,0044)	[0,1638]	20,53	0,0312 (0,0054)	[0,124]	35,48
Tasa de ahorro en capital físico (S_K)	0,0396 (0,0068)	[0,1105]	40,72	0,0461 (0,0071)	[0,0902]	51,94
Tasa de ahorro en capital humano (S_h)	0,0263 (0,0061)	[0,157]	23,16	0,0342 (0,0065)	[0,123]	36,26
Capital humano (h)	0,0273 (0,0065)	[0,157]	23,20	0,0301 (0,0057)	[0,125]	35,59
Tasa migratoria (m)	0,0308 (0,0077)	[0,153]	24,14	0,0354 (0,0073)	[0,123]	36,24
Tasas de ahorro en capital físico y humano (S_k, S_h)	0,0436 (0,0082)	[0,109]	41,80	0,0485 (0,0083)	[0,0905]	52,36
Tasa de ahorro y capital humano (S_K, h)	0,0509 (0,0105)	[0,1031]	44,75	0,0468 (0,0081)	[0,0912]	51,96
Tasa de ahorro y tasa migratoria (S_K, m)	0,0598 (0,0143)	[0,098]	47,24	0,0593 (0,0125)	[0,0853]	55,33
Tasa migratoria y tasas de ahorro en capital físico y humano (m, S_K, S_h)	0,0604 (0,0149)	[0,099]	47,29	0,0597 (0,0129)5	[0,086]	55,35
Tasa de ahorro, capital humano y tasa migratoria (S_K, h, m)	0,0764 (0,0252)	[0,092]	50,79	0,0613 (0,0147)	[0,0869]	55,90

Nota: Para todas las variables (excepto m) se utiliza su transformación logarítmica.

[10] En la mayoría de los casos se ha intentado utilizar información de las variables explicativas al principio del período, con el fin de evitar la posible causalidad inversa entre el crecimiento medio y dichas variables. En algunos casos, como en el caso de S_K, ello no ha sido posible. Sin embargo, creemos que este problema puede no ser muy importante por dos razones. Primero, porque de acuerdo con la interpretación del modelo de Solow, la tasa de ahorro es constante. Segundo, porque el fechado a principio o al final del período no parece haber afectado a los resultados de convergencia en otros países (Cohen, 1992)

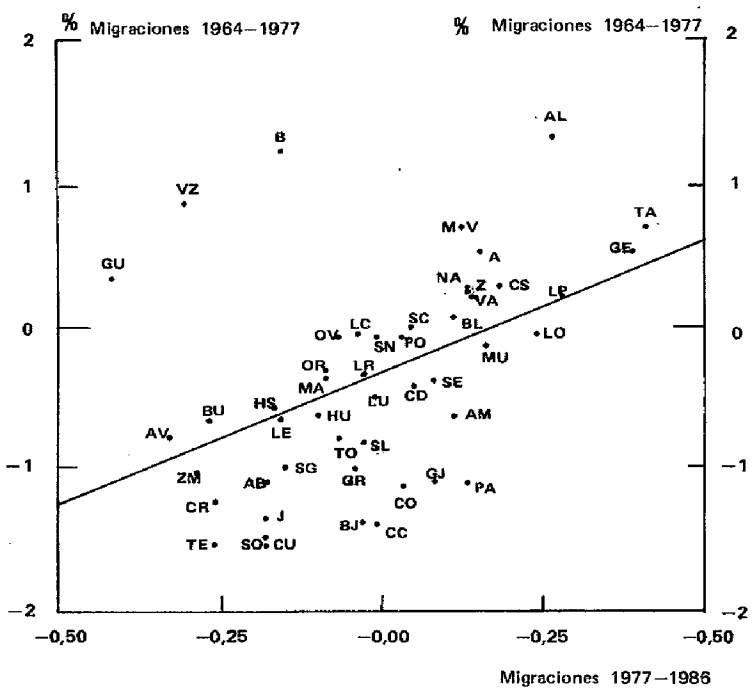
Cuando se incluye cada una de las *proxies* por separado, β aumenta y todas ellas mejoran significativamente la estimación respecto a la ecuación de convergencia incondicional estándar. Ello se comprueba al comparar los valores de la función de verosimilitud a través del contraste RV, calculable a partir de los valores del logaritmo de la función de verosimilitud LV (columna 1). Esta propiedad deja de verificarse cuando la ecuación se estima con variables ficticias supra-regionales (columna 2). En este caso, únicamente aparece como significativa la tasa de ahorro, S_K. La comparación de ambas columnas vuelve a subrayar el importante papel que juegan las variables regionales, que eliminan la significatividad de la variable sectorial —motivo por el que no se incluyen las estimaciones con participación de la agricultura en el VAB— y de cualquiera de las medidas de capital humano. Sólo el ahorro en capital físico y las migraciones parecen importar, y su inclusión aumenta apreciablemente el coeficiente β estimado, llegando hasta el 6% (desfase mediano de 12 años), lo que constituye una indicación de que ambas variables presentan una fuerte correlación positiva con la renta inicial.

En cuanto a la tasa de ahorro provincial, parece claro que las provincias más ricas son las que más ahorran (la correlación es 0,53), lo cual, ignorando la posible causalidad inversa, aporta una interesante explicación de las diferencias en las tasas de crecimiento basada en las diferencias de ahorro-inversión. En lo referente a las migraciones parece lógico que importen en el proceso de convergencia, acelerando dicho proceso a medida que los trabajadores abandonen las provincias con rentas más bajas con destino a las provincias más ricas. Sin embargo, el Gráfico 3, que compara la tasa media de migración neta de dos subperíodos (1964-77 y 1977-86), muestra que la intensidad de los flujos migratorios que se dió hasta mediados de los años setenta se ha agotado posteriormente (nótese el diferente rango en los ejes de abscisas y ordenadas), provocando un alto grado de persistencia en las tasas de paro provinciales. Puede afirmarse, por tanto, que la movilidad del factor trabajo juega un papel importante en el proceso de convergencia inter-provincial durante la primera mitad de la muestra, sin que lo haga en la segunda.

Sin embargo, el aumento de la tasa β, cuando se considera el efecto de las migraciones, es contrario a lo que la teoría predice. Puesto que las migraciones aceleran el proceso de convergencia —elevando (reduciendo) la productividad por trabajador en la región de origen (destino)—, el coeficiente β debería reducirse al tener en cuenta los flu-

jos migratorios, al contrario de lo que ocurre en nuestra muestra de provincias. Este hallazgo empírico no es nuevo en la literatura (véase BS, 1991). Su origen puede ser triple. En primer término, puede existir un grave problema de sesgo al ser las migraciones endógenas, lo que exigiría la difícil tarea de instrumentar esta variable[11]. En segundo lugar, existe un problema de interpretación si la introducción de dicha variable en las regresiones ampliadas de convergencia es *ad hoc*. Por último, si el capital humano medio de los emigrantes difiere del que caracteriza al factor trabajo en las provincias de orígen y destino, el aumento de β podría ser compatible con las predicciones teóricas. En efecto, si los emigrantes tienen un capital humano superior a los no emigrantes, se observará que las regiones pobres crecen menos (las regiones ricas crecen más) cuando no se tiene en cuenta que cuando se considera la migración, con lo que la tasa de convergencia se verá reducida. Sobre esta cuestión volveremos en la Sección 4.

GRAFICO 3
MIGRACIONES, 1964-1986



Por último, en lo que se refiere al grado de movilidad de los factores, es conveniente señalar que los resultados de convergencia

[11] Cuando se instrumenta m mediante la densidad de población y su cuadrado en 1955, los resultados no se ven sustancialmente afectados. Por ejemplo, en el modelo (m) con variables ficticias regionales se obtiene β=0,0339 en vez de β=0,0354.

cuando se utiliza la renta personal *per cápita* (esto es, renta familiar disponible más impuestos netos de transferencias), en vez de VAB *per çápita* provincial, apuntan a una mayor tasa de convergencia. En efecto, para el período 1967-89, el coeficiente β obtenido para la renta personal en la convergencia incondicional es del 3,6% mientras que el correspondiente al VAB es del 2,8%, lo que implica una menor movilidad del capital en relación al factor trabajo. Nótese que, de acuerdo con lo apuntado en el apartado 2.1, si la movilidad del capital fuese importante debería observarse una menor convergencia en términos de la renta personal, en vez de una convergencia mayor, como se obtiene. Son las remesas de emigrantes, desde las provincias ricas hacia las pobres (así como las procedentes de otros países), incluidas en la definición de renta personal, las que explican los cambios en el parámetro β.

Resumiendo, en este apartado se ha encontrado que determinadas variables explicativas (tasa de ahorro-inversión en capital físico y migraciones) afectan al estado estacionario y a la tasa de convergencia hacia el mismo hasta alcanzar el 6% anual. Sin embargo, otras variables, tales como la medidas de capital humano o las obras públicas, no han mostrado poder explicativo alguno. Sería aventurado ofrecer interpretaciones definitivas sobre este último resultado, dados los posibles errores de medida en el cómputo de las correspondientes variables y su posible endogeneidad. No obstante, una posible explicación de la ausencia de efectos del capital humano vendría probablemente apoyada por la dificultad de encontrar diferencias en el grado de instrucción educativa entre las provincias de una misma nación con un ordenamiento escolar homogéneo. Por su parte, la ausencia de efectos de las obras públicas podría indicar una cierta asignación errática de la inversión pública en el pasado o una menor dispersión en las dotaciones de capital público en el transcurso del tiempo[12]. El otro aspecto que merece la pena destacar es la significatividad de las variables ficticias regionales en todos los ejercicios realizados, señal de que dichas variables están captando efectos no aproximados por el resto de variables explicativas genuinas en los modelos de crecimiento. A la vista de la estructura teórica de los modelos de crecimiento, una posible interpretación de dicho conjunto de variables sería la de recoger las persistentes diferencias tecnológicas (o de acceso a una misma tecnología, el *know-how*) entre los tres grandes bloques de regiones descritos pre-

[12] Esta parece ser la conclusión de Mas *et al.* (1993), en cuyo estudio se obtiene un efecto positivo y significativo de dicha variable sobre la tasa media de crecimiento hasta 1964 y nulo posteriormente.

viamente (véase Andrés y Boscá, 1993), lo que invita a analizar la posible existencia de los denominados «clubs de convergencia», aspecto al que se dedica la siguiente subsección.

3.3. Convergencia por subgrupos de provincias

Algunos autores (véase, por ejemplo, Durlauf y Johnson, 1992; y Andrés y Boscá, 1993) caracterizan el proceso de convergencia como un proceso de convergencia local, justificado por la existencia de tecnologías diferentes, en contraposición con la convergencia global de los modelos neoclásicos de crecimiento. La convergencia local, que presupone la existencia de múltiples equilibrios, significa que grupos de economías con condiciones iniciales similares tienden a converger entre sí. Sin embargo, si las condiciones iniciales (medidas por el nivel inicial de renta o por el nivel de analfabetismo) son muy distintas, no se encontrará convergencia entre los diversos grupos.

CUADRO 4
CLUBES DE CONVERGENCIA (PROVINCIAS ORDENADAS DE MAYOR A MENOR SEGUN LA RENTA INICIAL)

	Sin variables ficticias regionales			Con variables ficticias regionales		
	β	e.e.	LV	β	e.e.	LV
Convergencia incondicional						
1-15	0,0446 (0,0291)	0,168	6,50	0,0499 (0,0264)	0,123	12,42
16-31	0,0165 (0,0269)	0,175	6,24	0,0128 (0,0178)	0,118	13,74
32-50	0,0096 (0,0098)	0,135	12,10	0,0111 (0,009)	0,116	16,25
Tasa de ahorro (S_K)						
1-15	0,0403 (0,0153)	0,102	14,57	0,0464 (0,0189)	0,099	16,44
16-31	0,0217 (0,0241)	0,131	11,47	0,0171 (0,0157)	0,0898	18,86
32-50	0,0373 (0,0246)	0,108	16,93	0,0352 (0,0236)	0,101	19,56
Tasa de ahorro y tasa migratoria (S_K, m)						
1-15	0,0703 (0,0466)	0,092	16,82	0,0519 (0,0330)	0,104	16,50
16-31	0,0461 (0,0536)	0,119	13,69	0,0157 (0,0163)	0,094	18,92
32-50	0,0451 (0,0336)	0,109	17,46	0,0383 (0,0297)	0,104	19,61

Nota: Véanse notas del Cuadro 1.

Si bien este tipo de hipótesis tiene un mayor interés cuando se analizan economías con un grado de heterogeneidad elevado (lo que no parece ser el caso de las provincias españolas), se ha realizado un ejercicio para contrastar la capacidad explicativa de este modelo de convergencia local. Como criterio de diferenciación en las condiciones iniciales, se ha tomado el nivel inicial de renta *per cápita*. En el Cuadro 4 se presenta el resultado del ejercicio de convergencia para subgrupos de provincias, ordenados según la renta inicial (indicando 1 la provincia con mayor renta inicial en 1955 y 50 la provincia con menor renta inicial en 1955). De las estimaciones realizadas destaca la inexistencia de convergencia tipo β entre las provincias más pobres, así como la alta velocidad de convergencia (β se sitúa entorno al 4,5%) en las provincias ricas. Aunque la precisión de la estimaciones de los β por subgrupos es muy baja (de hecho, ninguno de los coeficientes β es significativamente distinto de cero), se observa cómo el coeficiente β disminuye cuanto menor es la renta inicial. Ello parece sugerir la existencia de un componente no lineal en la relación entre crecimiento y renta inicial. Con el fin de examinar dicha hipótesis, se estima la siguiente ecuación para el período 1955-1989:

$$\log(y_{it}/y_{it-T}) = \underset{-(5,65)}{-11,3} + \underset{(1,95)}{4,84}\log(y_{it-T}) - \underset{(0,17)}{0,46}[(\log(y_{it-T})]^2,\ \text{e.e.} = 0,154$$

(entre paréntesis se ofrecen las desviaciones típicas) o, con variables ficticias regionales (v.f.r):

$$\log(y_{it}/y_{it-T}) = \text{v.f.r.} + \underset{(1,52)}{3,12}\log(y_{it-T}) - \underset{(0,01)}{0,032}[(\log(y_{it-T})]^2,\ \text{e.e.} = 0,118$$

La existencia de una relación no lineal (plasmada en la significatividad de la renta inicial al cuadrado) tiene importantes implicaciones para el proceso de convergencia. Así, siendo b el coeficiente de la renta inicial (en logaritmos) y c el del cuadrado de la renta inicial (en logaritmos), no se producirá convergencia en las provincias cuya renta inicial sea tal que $\log y_{it-T} > -b/2c$. Una vez comparado dicho umbral de no convergencia con las rentas iniciales de las 50 provincias, se encuentra que, en el primer caso, sólo Orense no convergería, mientras que para la ecuación con variables ficticias regionales todas las provincias estarían situadas por encima del umbral de no convergencia. Por consiguiente, este resultado diluye la relevancia de la relación aparentemente no lineal entre crecimiento y renta inicial.

De hecho, tal como se muestra en el Cuadro 4, una vez que se condiciona *ad hoc* con la tasa de ahorro y con ésta y las migraciones, el patrón entre el tamaño de β y el nivel de renta inicial encontrado en primera instancia, desaparece. Así, la velocidad de convergencia entre las provincias pobres, que en principio parecía nulo, se sitúa ahora en el entorno del 4%, tan sólo marginalmente inferior al de las 15 provincias con mayor renta inicial, cuyo β queda situado en el entorno del 5%. Un resultado curioso, no obstante, es que las provincias intermedias parecen converger entre sí a una velocidad claramente inferior a la de los subgrupos de mayor y menor renta. Este fenómeno puede observarse en el Gráfico 1. La causa de que Gerona y Cáceres, o Guadalajara y Zamora, provincias con renta *per cápita* inicial similar, hayan tenido un comportamiento tan diferente, exige un examen más preciso de las variables explicativas y de sus tasas de crecimiento, ya que se trata de un resultado difícil de interpretar dentro del marco de la convergencia local a nivel provincial.

Por último hay que señalar el resultado de que las diferencias entre las velocidades de convergencia disminuyen cuando se condiciona con el ahorro y las migraciones. En efecto, el condicionamiento *ad hoc* con dichas variables elimina la significatividad del término cuadrático introducido.

En resumen, aunque los resultados preliminares parecerían apoyar la existencia de «clubes de convergencia» (o la existencia de una relación no lineal entre crecimiento y renta inicial), la irrelevancia práctica del umbral de no convergencia, junto con la desaparición de esa relación no lineal a medida que se introducen variables explicativas adicionales, nos llevan a rechazar que el proceso de convergencia de las provincias españolas se caracterice por ser un proceso de convergencia local (y no global), si bien existen claros indicios de diferencias en el largo plazo.

4. EL MODELO DE SOLOW

Una vez se ha analizado el papel de las variables que aproximan el estado estacionario, introducidas de forma irrestringida en la versión condicional de la ecuación de convergencia (2), el paso natural siguiente es proceder a examinar en qué medida puede realizarse una interpretación más estructural de la aportación de dichas variables al

proceso de crecimiento. Tal como se anticipaba en la subsección anterior, el marco natural en el que abordar dicha interpretación es el conocido modelo de crecimiento de Solow, tanto en su versión *simple* (con capital físico) como *ampliada* (con capital físico y humano) (véase Solow, 1956; y MRW, 1991).

Dado que el modelo *ampliado* incluye al modelo *simple* como un caso particular, resulta conveniente comenzar por describir brevemente las características del primero, señalando posteriormente aquellas restricciones bajo las que se obtiene el segundo modelo. La versión *ampliada* del modelo de Solow parte de la existencia de una función de producción, con rendimientos constantes de escala, a través de la cual la producción (Y) depende de tres factores de producción: trabajo medido en unidades de eficiencia (AL), capital físico (K) y capital humano (H). Si inicialmente se adopta el supuesto simplificador de que la tecnología es idéntica para todas las provincias, la función de producción para la provincia representativa puede escribirse en la forma:

$$Y_t = (K_t)^{\alpha_k} (H_t)^{\alpha_H} (A_t L_t)^{1-\alpha_K-\alpha_H}$$

con

$$A_t = A_o\, e^{gt};\ L_t = L_o\, e^{nt},\ (L_o = 1)$$

Las ecuaciones de acumulación de los *stocks* de capital vienen dadas por:

$$\dot{K}_t = S_K\, Y_t - \delta\, K_t$$
$$\dot{H}_t = S_h\, Y_t - \delta\, H_t$$

donde $S_k(S_h)$ representa la tasa de ahorro-inversión en capital físico (humano) y δ es la tasa de depreciación, que se supone idéntica para ambos tipos de capital.

Resolviendo el modelo (véase MRW, 1991), se obtiene un único estado estacionario en cada provincia para el nivel de producto *per cápita* medido en unidades de eficiencia ($\hat{y}^*$) y la correspondiente ecuación de transición (convergencia condicional) del producto *per cápita* ($\hat{y}$) hacia dicho estado estacionario. La primera ecuación puede escribirse de dos formas alternativas según se utilice una medida del *stock* de capital humano *per cápita* en unidades de eficiencia ($\hat{h}$) o una medida flujo (S_h). Las expresiones correspondientes son:

$$\log(\hat{y}^*) = (1-\alpha_k-\alpha_H)^{-1} [\alpha_k \log S_k + \alpha_H \log S_h - (\alpha_k + \alpha_H) \log D] \quad (6)$$

$$\log(\hat{y}^*) = (1-\alpha_k)^{-1} [\alpha_k \log S_k - \alpha_H \log D + \alpha_H \log (\hat{h}^*)] \quad (7)$$

donde $D(=n+g+\delta)$ es la tasa de depreciación efectiva.

Por otra parte, la ecuación de transición tiene la forma:

$$\log y_t - \log y_{t-T} = \log A_o + gT + (1-e^{-\beta T}) [\log \hat{y}^* - \log y_{t-T}] \quad (8)$$

donde la tasa de convergencia (β) viene dada por

$$\beta = (1-\alpha_k-\alpha_H) D \quad (9)$$

El modelo *simple* es aquel en que se ignora la aportación del capital humano y, por consiguiente, corresponde al modelo anterior con $\alpha_H=0$.

De acuerdo con MRW, si típicamente $\alpha_K=\alpha_H=1/3$ y se supone $D=0,06$, la tasa de convergencia en el modelo *ampliado* sería 0,02, mientras que en el modelo *simple* se obtendría 0,04, valores que implican desfases medianos de 35 y 17 años, respectivamente.

Finalmente, antes de pasar a comentar los resultados empíricos, resulta importante señalar que, tanto si se emplea (6) como si se emplea (7) en representación del estado estacionario, la interpretación estructural de (8) implica una restricción contrastable; en efecto, el valor absoluto del coeficiente de log D es igual a la suma de los coeficientes de $\log S_K$ y $\log S_h$ en (6) e igual al coeficiente de $\log S_K$ en (7). El contraste RV de dicha restricción se distribuye asintóticamente como $\chi^2(1)$ y sus valores se presentan en los cuadros de resultados.

La estimación de (8) en las versiones *simple* y *ampliada* del modelo de Solow se ofrecen en los Cuadros 5 y 6 respectivamente. Dentro de cada cuadro existe la división en bloques empleada en los Cuadros 3 y 4. El bloque (I) corresponde al supuesto inicial de que el nivel de tecnología (A) es idéntico para todas las provincias y, por tanto, existe una única constante en el modelo. Por su parte, en el bloque (II) se permite que haya heterogeneidad provincial en el acceso a la tecnología, aproximada por las tres variables ficticias supra-regionales definidas previamente. Dentro de cada bloque, a su vez, se presentan los resultados obtenidos cuando se añade la tasa de migración media del período muestral de forma irrestringida (véase la discusión

posterior sobre el modelo de Solow con migraciones) con el fin de considerar los efectos derivados de los importantes movimientos migratorios que han tenido lugar durante el período analizado. Los resultados ofrecidos en el Cuadro 5 corresponden al estado estacionario utilizando la variable h como aproximación de $\hat{h}^*$, ya que cuando se utilizó la versión (6) los resultados eran sensiblemente peores. Se ha supuesto que g=0,02 y δ=0,05 en todas las estimaciones[13].

CUADRO 5
CONVERGENCIA CONDICIONAL: EL MODELO DE SOLOW (SIMPLE)
[I] (sin variables ficticias regionales)

	β	α	e.e.	LV	RV
MODELO	Sin variables regionales				
Tasa de ahorro (S_K)	0,0181 (0,0041)	0,402 (0,141)	0,159	22,4	38,2
Tasa de ahorro y tasa migratoria (S_K, m)	0,0417 (0,0085)	0,550 (0,040)	0,114	30,6	20,7

[II] (con variables ficticias regionales)

	β	α	e.e.	LV	RV
MODELO	Con variables regionales				
Tasa de ahorro (S_K)	0,0292 (0,0053)	0,186 (0,103)	0,124	36,2	35,4
Tasa de ahorro y tasa migratoria (S_K, m)	0,0407 (0,0079)	0,471 (0,067)	0,109	42,9	24,9

Nota: Se estima la ecuación (6) del texto por MCNL, utilizando la especificación (5) del estado estacionario con α_H=0; RV es el contraste de la *ratio* de verosimilitud de la restricción de igualdad de los coeficientes de ln S_K y ln D, distribuido asintóticamente como $\chi^2(1)$ ($RV_{0,05}$=3,84); LV es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud; e.e. es la desviación típica de los residuos; entre paréntesis aparecen las desviaciones típicas de los parámetros estimados.

Las principales características de los resultados obtenidos se resumen a continuación. En primer lugar, hay que señalar que siempre se rechazan las restricciones implícitas en el modelo de Solow, tal como reflejan los valores del contraste RV ofrecido en cada bloque. En segundo lugar, las hipótesis de que las constantes supra-regionales son iguales se rechaza ampliamente (el contraste RV, distribuido asintóticamente como $\chi^2(2)$, toma valores superiores a 8 en todos los casos)[14]. En tercer lugar, las migraciones medias son siempre significativas (el

[13] Los resultados son invariantes a pequeñas variaciones en g y δ.

[14] Dicho rechazo también se produce si se utiliza una definición de renta *per cápita* en términos de ocupación.

contraste RV, distribuido como $\chi^2(1)$, toma valores superiores a 13,5). Finalmente, en los modelos que presentan mejor ajuste (modelos (S_K, m) y (S_K, h, m)), la estimación de α_K se encuentra alrededor de 0,5 mientras que α_H resulta negativo y no significativo; de acuerdo con (8) tomando α_K=0,5 y α_H=0, el valor predicho en el modelo de Solow de la tasa de convergencia es de 0,0365 (=0,5 ($\bar{n}$+0.07) con $\bar{n}$=0,003), mientras que el valor estimado se sitúa cerca de 0,04. Así pues, únicamente en este aspecto, la evidencia no es totalmente desfavorable al modelo, si bien ha de tenerse en cuenta que la introducción de m en el mismo es arbitraria.

CUADRO 6
CONVERGENCIA CONDICIONAL: EL MODELO DE SOLOW (AMPLIADO)
[I]

MODELO	β	α_K	α_H	e.e.	LV	RV
	Sin variables ficticias regionales					
Tasa de ahorro y capital humano (S_K, h)	0,0242 (0,0061)	0,285 (0,164)	0,457 (0,259)	0,155	28,2	38,5
Tasa de ahorro, capital humano y tasa migratoria (S_K, h, m)	0,0405 (0,0086)	0,563 (0,049)	—0,042 (0,091)	0,115	39,7	23,1

[II]

MODELO	β	α_K	α_H	e.e.	LV	RV
	Con variables ficticias regionales					
Tasa de ahorro y capital humano (S_K, h)	0,0276 (0,0056)	0,207 (0,145)	—0,163 (0,265)	0,124	36,4	35,5
Tasa de ahorro, capital humano y tasa migratoria (S_K, h, m)	0,0374 (0,0075)	0,498 (0,067)	—0,149 (0,123)	0,108	43,7	23,4
(*)	β	$\alpha_K+\alpha_H$	ε	e.e.	LV	RV
Tasa de ahorro, tasa de ahorro en capital humano y μ (S_K, S_h, μ)	0,0385 (0,0078)	0,511 (0,066)	2,103 (0,409)	0,110	41,9	26,2

Nota: Se estima la ecuación (6) del texto por MCNL, utilizando la especificación (5) del estado estacionario; RV es el contraste del Cuadro 3; en (*) se estima (7) con (10) como estado estacionario; RV en este caso contrasta la igualdad de los coeficientes de ln (S_k+S_h) y ln D en valor absoluto; para el resto de símbolos, véanse las notas al Cuadro 3.

De acuerdo con la evidencia anterior, podemos concluir que el modelo de Solow, tanto en su versión *simple* como *ampliada,* resulta insatisfactorio para explicar el crecimiento de las provincias españolas durante el período 1955-89. Sin embargo, antes de abandonar la interpretación ofrecida por dicho modelo, y dada la significatividad de la variable m, se ha intentado estimar la versión estructural del modelo de

Solow con migraciones, si bien continúa vigente el supuesto sobre la ausencia de movilidad de capital. De acuerdo con Dolado *et al.* (1993), la estructura de dicho modelo corresponde a la descrita en el modelo anterior, con la tasa de crecimiento de la población definida como (n+m), excepto que, bajo el supuesto de que los emigrantes sólo transfieren capital humano con su cambio de provincia, la ecuación de acumulación de capital humano se convierte ahora en:

$$\dot{H}_t = S_h Y_t - \delta H_t + m \varepsilon H$$

En dicha ecuación el parámetro ε se interpreta bien como la proporción de capital humano de los inmigrantes con respecto a los nativos si la provincia es receptora de emigración (m>0) o bien como la proporción de capital humano de los emigrantes respecto a los que no emigran si la provincia es fuente de emigración (m<0). Bajo el supuesto (véase BS, 1991) de que la tasa de migración neta se determina en función de las diferencias relativas de renta *per cápita,* de acuerdo con la forma funcional:

$$m = \varphi [\log y_{t-T} - \log \bar{y}] + f(\Theta) \qquad (10)$$

donde $\bar{y}$ representa la renta nacional *per cápita* y $f(\Theta)$ un conjunto de variables exógenas que afectan a la decisión de emigrar (clima, densidad de población, etcétera), el modelo puede resolverse y se obtiene la siguiente ecuación del nivel de renta *per cápita* en unidades de eficiencia:

$$\log(\hat{y}^*) = (1-\alpha_k-\alpha_H)^{-1} [(\alpha_k + \alpha_H) (\log (S_k + S_H) + \varepsilon\mu) - \\ - (\alpha_K + -\alpha_H)\ln D] \qquad (11)$$

tal que $\mu=m^*/D+m^*$, siendo m^* el valor de m en el estado estacionario. La ecuación de transición hacia el estado estacionario corresponde a (8) excepto que la tasa de convergencia β viene dada en este caso por:

$$\beta = (1-\alpha_k-\alpha_H) [D+m^*(1-\varepsilon)] + \varphi(1-\varepsilon) (\alpha_k+\alpha_H)$$

Nótese que si $m^*=\varphi=0$ (el modelo sin migraciones) o si $\varepsilon=1$ (igualdad de emigrantes y nativos) se obtiene la expresión habitual de la tasa de convergencia en el modelo *ampliado* de Solow dada por (9). Por

otra parte, si $\varphi<\infty$ y $m^*=0$, el hecho de que $\varepsilon<1$ implicará que la velocidad de convergencia en el modelo con migraciones sea superior a la del modelo de economía cerrada (donde se tiene en cuenta el efecto de las migraciones). Lo opuesto ocurrirá si $\varepsilon>1$, ya que los mejores trabajadores abandonarán las regiones fuente de emigración para integrarse en las regiones de destino.

En la última fila del bloque (II) del Cuadro 6 se ofrecen los resultados de la estimación del modelo anterior, denotado por (S_k, S_n, μ). En la ecuación de migración (10) se ha utilizado la densidad de población (miles de habitantes por km^2) al comienzo del período y su cuadrado como variables de control ($f(\Theta)$), obteniéndose una estimación de φ igual a 0,01 (e.e.:0,002), es decir una respuesta de la migración a las diferencias provinciales de renta muy significativa pero excesivamente pequeña. En efecto, dicho valor implica que un aumento de un 10% en la renta provincial aumenta la inmigración (neta) en 0,10 puntos porcentuales al año. En la ecuación (11) se ha aproximado m^* mediante la tasa media de migración en el período muestral, con el fin de identificar el parámetro ε[15]. Los resultados son de nuevo bastante negativos, rechazándose abrumadoramente la restricción del modelo de Solow. Nótese, no obstante, que el coeficiente ε estimado es 2,1 (e.e.:0,41), un valor a todas luces excesivo, pero que, en consonancia con los resultados en el Cuadro 3, viene a indicar que $\varepsilon>1$, es decir que la velocidad de convergencia sin considerar los movimientos migratorios es inferior a cuando se tienen en cuenta.

5. CONVERGENCIA DEL TIPO σ ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

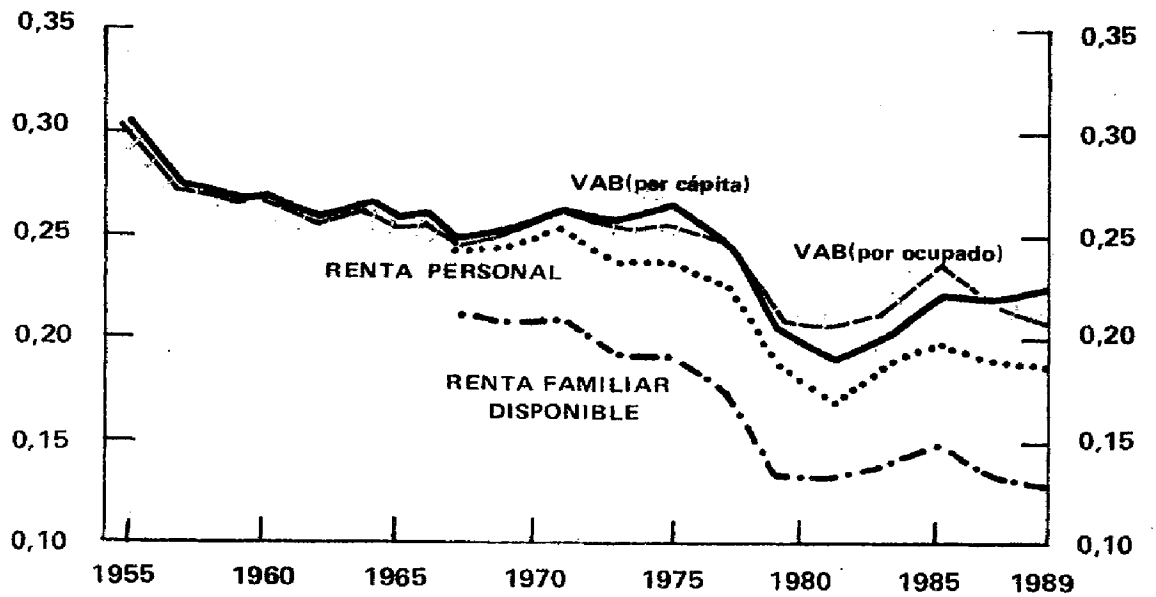
¿Se ha reducido la dispersión interprovincial de la renta *per cápita* a lo largo del período 1955-89? ¿Cabe esperar que ésta se reduzca en el futuro? Para responder a estas dos cuestiones, el concepto de convergencia tipo σ es el relevante. Tal como se indicaba en la Sección 2, la convergencia tipo β es condición necesaria pero no suficiente para la convergencia tipo σ. La existencia de perturbaciones que afecten asimétricamente a las provincias (por ejemplo, *shocks* sobre los precios de

[15] Los resultados son similares cuando se instrumenta m utilizando los componentes de $f(\Theta)$ como instrumentos. En dicho caso se obtiene $\epsilon=1,7$ (e.e.:0,46).

los productos agrícolas o sobre los precios de la energía) tiende a producir movimientos bruscos en la varianza de las rentas. De acuerdo con (4), aquellos desaparecerán gradualmente en el tiempo, si la varianza de las perturbaciones (σ_u^2) permanece inalterada, a través de disminuciones o aumentos en σ_t.

El Gráfico 4 representa en su parte superior la desviación típica no ponderada de los logaritmos del VAB *per cápita* (tanto en términos de población activa como de ocupación) en las 50 provincias españolas durante el período 1955-89. La dispersión de dicha variable se redujo apreciablemente en el subperíodo 1955-1964, pasando de 0,31 a 0,26 en ambos casos. Esta tendencia descendente, que coincide con una etapa de clara convergencia tipo β, no ha debido ser ajena al intenso proceso de emigración a Europa producido desde principios de los años 50 hasta bien entrados los 60.

GRAFICO 4
CONVERGENCIA σ



Renta personal = renta familiar disponible + impuestos − transferencias

Durante el segundo subperíodo, que comprende los años 1964-1977, la desviación típica del VAB *per cápita* oscila alrededor de una media de 0,26. La falta de convergencia tipo σ en estos años coincide con el bajo valor de β (0,015 en la convergencia incondicional) o la total ausencia de la misma (0,0007 en la convergencia condicional a efectos fijos regionales y sectoriales) que se detectaba en la Sección 3.

Dado el bajo valor de β, la evolución de σ_t es coherente con el aumento sustancial experimentado por σ_u^2, a consecuencia de los fuertes *shocks* acontecidos durante el período. Así, existen indicios de que durante esta época actuaron *shocks* asimétricos que compensaron entre sí su impacto sobre σ_t. En principio, los movimientos migratorios inter-regionales y la inversión dirigida a los Polos de Desarrollo (Andalucía, Galicia, Dos Castillas y Aragón) debieron actuar en favor de la convergencia. Sin embargo, también las regiones inicialmente más desarrolladas se beneficiaron de la caída de los precios reales del petróleo antes de la primera crisis de la energía (un 44% entre 1960 y 1973, véase Sudriá, 1991) y de una óptima coyuntura internacional para los mercados de exportación. En conjunto, pues, puede afirmarse que la etapa de mayor desarrollo del período estudiado se cerró sin una disminución en la dispersión de la producción por trabajador.

En términos de población activa, la última etapa, que se extiende desde 1977 hasta 1989, registra inicialmente, una fuerte reducción de σ_t (desde 0,25 en 1977 a 0,19 en 1981), para volver a aumentar hasta 0,22, cerrándose con una disminución global de 0,03 puntos. En términos de ocupación, el resultado es similar aunque menos intenso; en particular parece detectarse un aumento de σ_t reflejo de que el aumento del empleo durante la segunda mitad de los 80 fue bastante heterogéneo. La reanudación de la convergencia tipo σ que parece registrarse en estos años se produce a un ritmo anual medio inferior a la mitad del correspondiente a la etapa 1955-1964. La notable reducción de σ_t entre 1977 y 1981 refleja el impacto de los dos choques del petróleo, que debió afectar desfavorablemente a las provincias más industrializadas. Este efecto se diluye entre 1981 y 1985, donde aumenta de nuevo la dispersión, quedando estabilizada desde entonces en torno a un valor de 0,22.

El lento descenso de σ_t desde mediados de los 70 —rasgo también presente en el caso de las regiones europeas estudiadas por BS (1991)— y su tendencia aparente hacia un *suelo* situado en torno a 0,2 es el patrón de convergencia tipo σ asociado al modelo neoclásico si la dispersión inicial estuviese apreciablemente por encima de su valor estacionario, σ^*, dado por el primer término de la derecha en la ecuación (4). Utilizando, σ_0=0,31, σ_t=0,22 y β=0,03, 0,04 y 0,05, la ecuación (4) permite obtener una estimación de σ^*. Los valores así calculados para σ^* son 0,20 (β=0,03), 0,21 β=0,04) y 0,22 (β=0,05), muy próximos en todo caso a la dispersión observada en 1989 tanto en términos de ocupación como de población activa. Por tanto, puede afirmarse que si la distribución a largo plazo de los *shocks* no variase, la convergencia tipo β no se verá acompañada por cambios permanentes en σ_t en el futuro.

Esta conclusión sobre la estabilidad de σ_t no implica, sin embargo, que las diferencias provinciales deban permanecer inalteradas, ya que existe la posibilidad abierta de cambios en los *rankings* provinciales de renta. En el Gráfico 5 se presenta el *ranking* de las provincias ordenadas de mayor a menor renta *per cápita* en el año 1955 y la evolución de dicha variable en los años 1971 y 1989 manteniendo el orden del año inicial. Como puede apreciarse, aunque la pendiente de las líneas es sistemáticamente negativa (esto esto, las inicialmente ricas tienden a seguir siéndolo, y viceversa), la evolución ha sido dispar. Así, provincias como Gerona, Guadalajara o Teruel han ascendido en la escala mientras que Badajoz o Segovia han descendido. En definitiva, los cambios de *ranking* no han sido anecdóticos en el período 1955-1989.

En el mismo sentido, y atendiendo a la metodología de Quah (1993a,b), en el Cuadro 7 se ofrece una estimación de la matriz de transición entre cuartiles de la distribución de la renta *per cápita* provincial para los años 1957, 1964, 1971, 1977, 1983 y 1989. Así, cada cuadrante del Cuadro 7 indica la probabilidad de moverse de un cuartil dado de la distribución en el período t a cualquier otro de los cuartiles en el período t+T (T siendo 6 ó 7 años)[16]. La ausencia de movilidad indicaría que las probabilidades en la diagonal serían la unidad. De acuerdo con el Gráfico 5, parece existir evidencia de movilidad aunque esté lejos de ser perfecta. En efecto, las provincias situadas en los cuartiles III y IV tienen una probabilidad casi nula de moverse al cuartil I, al igual que ocurre con el desplazamiento de las provincias del cuartil I hacia el IV. Sin embargo, las provincias situadas en los cuartiles II y III tienen una probabilidad superior al 20% de ascender en la escala de la distribución. Recordando que un período de 6 ó 7 años no es muy largo a efectos de cambios en la distribución de la renta, los resultados, de nuevo, apuntan hacia cambios en la movilidad.

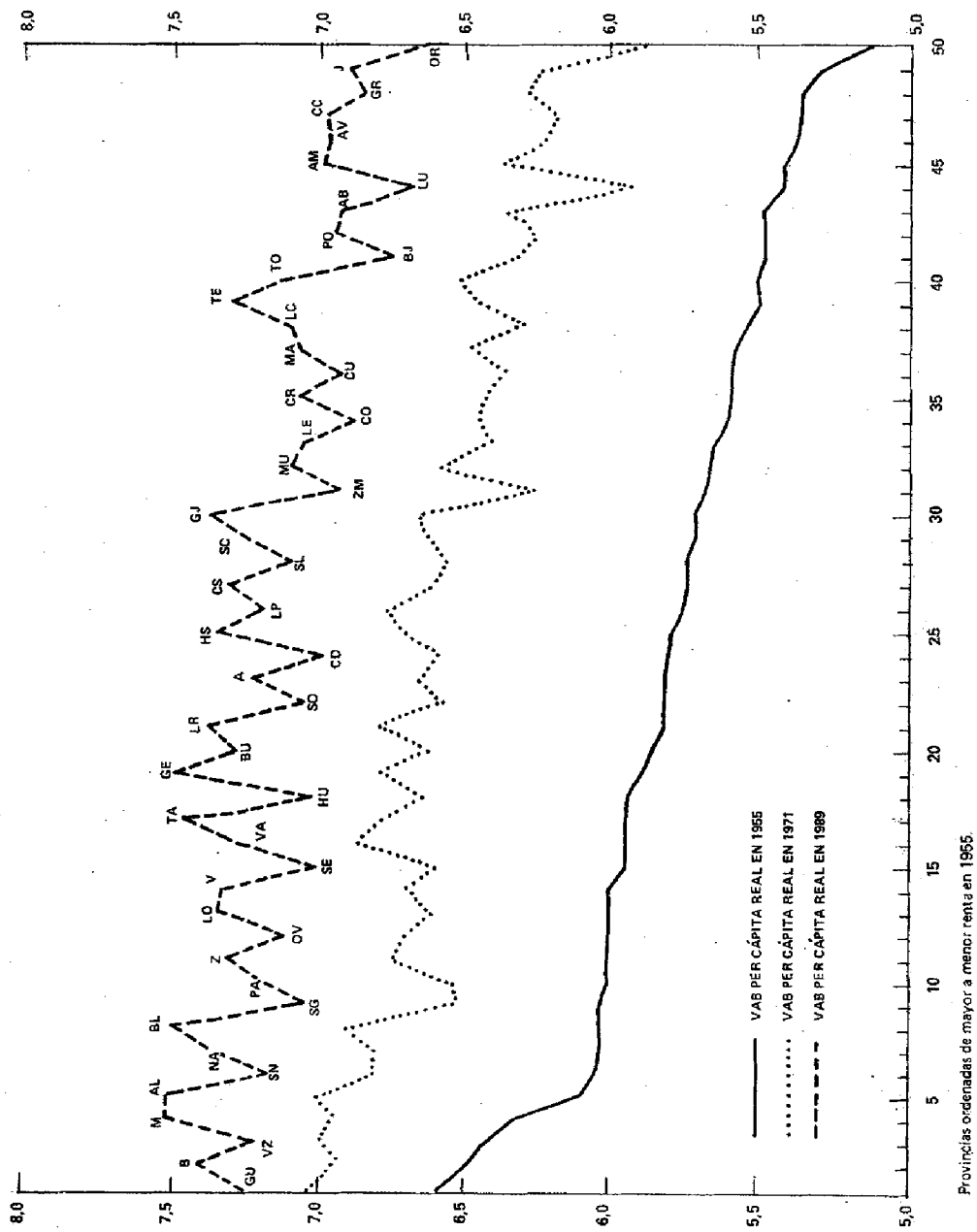
CUADRO 7
MOVILIDAD INTER-CUARTIL

	$C \cdot I_{t+T}$	$C \cdot II_{t+T}$	$C \cdot III_{t+T}$	$C \cdot IV_{t+T}$
$C \cdot I_t$	78,45	21,53	0,02	—
$C \cdot II_t$	21,53	55,39	23,08	—
$C \cdot III_t$	0,02	23,08	61,52	15,38
$C \cdot IV_t$	—	—	15,38	84,62

Nota: Cada casilla contiene la probabilidad incondicional de moverse de un cuartil (C) dado en el período t (filas) a otros cuartiles en el período t+T (columnas) en el período, 1957-89, siendo T igual a 6 ó 7 años.

[16] Dichas probabilidades han sido calculadas a partir de un modelo logit ordenado.

GRAFICO 5
RANKINGS DE RENTA PROVINCIAL



Como elemento comparativo, las líneas situadas en la parte inferior del Gráfico 4 representa la dispersión de la renta personal y la renta familiar disponible por trabajador. Esta última es igual a la renta personal menos impuestos pagados más transferencias recibidas del gobierno (central y territorial). Las series disponibles se remontan a 1967. La dispersión de la renta disponible es permanentemente inferior a la renta personal. Como a priori cabría esperar, la actuación del gobierno ha sido compensatoria de las desigualdades provinciales a través de sistema de impuestos y transferencias. Esta actuación correctora de desequilibrios no ha estado presente, sin embargo, en otras variables presupuestarias. Así, por ejemplo, las infraestructuras de carreteras no mostraron ninguna capacidad explicativa en las regresiones de convergencia ampliadas.

Es interesante notar, por último, que el descenso de la dispersión de la renta familiar disponible es más acusado que en el caso de la renta personal. Si en 1967 las transferencias netas aumentaron poco más de un 13% de la dispersión de la renta personal, en 1977 la compensación alcanzaba un 23%, para alcanzar el 32% finalmente en 1989.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha examinado el grado de convergencia registrado entre las provincias españolas durante las últimas cuatro décadas. Hemos pretendido ofrecer una primera caracterización del crecimiento provincial en España, con la vista puesta en un interrogante fundamental: ¿son permanentes o temporales los desequilibrios de renta entre provincias? Las conclusiones obtenidas son las siguientes:

(1) A lo largo del período 1955-1989 parece haber existido convergencia tipo β incondicional a una tasa del 2% anual, resultado similar al de gran parte de la literatura empírica. Sin embargo, al introducir variables ficticias regionales y sectoriales, con el fin de considerar las diferencias en el estado estacionario y los *shocks* sectoriales comunes, la tasa de convergencia aumenta sustancialmente, hasta el 4,4%. Ello sugiere la existencia de efectos fijos positivamente correlacionados con la renta inicial.

(2) El análisis de convergencia incondicional por subperíodos no permite rechazar la hipótesis de estabilidad, aunque sugiere una menor convergencia en el segundo subperíodo (1964-1977). Sin embargo, a

diferencia de lo obtenido en otros estudios de convergencia regional (BS, 1991), la introducción de variables ficticias aumenta las diferencias entre subperíodos, reforzando el resultado de falta de convergencia durante la etapa de los Planes de Desarrollo. Esta conclusión deja de ser válida al agregar las provincias en Comunidades Autónomas, lo que indica que dentro de éstas existe un alto grado de heterogeneidad.

(3) Para dar una explicación más estructural al aumento de la convergencia tipo β que se registra con la inclusión de variables regionales y sectoriales, se ha procedido a ampliar las regresiones de convergencia de forma *ad hoc*. De entre las variables condicionantes utilizadas, sólo la tasa de ahorro-inversión en capital físico y las migraciones parecen afectar al estado estacionario, aumentando la tasa de convergencia hasta el 6%. Por contra, ni el capital humano ni el capital público en transportes juegan un papel significativo. Con todo, las variables ficticias regionales mantienen su significatividad, lo que sugiere la existencia de diferencias tecnológicas persistentes entre las tres grandes regiones consideradas.

(4) A fin de caracterizar en alguna medida la potencial heterogeneidad existente, se ha realizado un ejercicio de convergencia por subgrupos de provincias, ordenadas según la renta inicial. El resultado obtenido —falta de convergencia de las pobres y alta velocidad de convergencia de las ricas— sugiere una posible relación no lineal entre crecimiento y renta inicial («clubes de convergencia»). Esta evidencia, sin embargo, parece débil, ya que sólo hay una provincia situada bajo el *umbral* de convergencia, y que esas diferencias entre provincias ricas y pobres se desdibujan cuando se condiciona mediante la tasa de ahorro y las migraciones.

(5) La solidez de la interpretación estructural de las variables condicionantes depende del cumplimiento de las restricciones sobre los parámetros que implica la teoría. Al contrastar las restricciones del modelo de Solow *ampliado* con capital humano y con migraciones, la evidencia se muestra contraria a la aceptación de dicho modelo. No obstante, este resultado negativo podría estar asociado a la existencia de errores de medida y posibles sesgos de endogeneidad en las variables condicionantes utilizadas.

(6) A lo largo del período estudiado ha existido un grado apreciable de convergencia tipo σ, detectándose de nuevo cierta falta de convergencia en el subperíodo 1964-1977. Este resultado es consistente con un aumento de la varianza de los *shocks* recibidos por las provin-

cias durante estos años (abaratamiento real del petróleo, apertura exterior, movimientos migratorios, y planes de desarrollo, fundamentalmente). Los años de mayor convergencia (1977-1981) reflejan el impacto de los choques del petróleo sobre las provincias más industrializadas (que corresponderán, *grosso modo*, con las provincias más ricas).

(7) El grado de convergencia tipo σ al final de la muestra parece haber alcanzado su valor estacionario. Esto implica que no cabe esperar cambios permanentes de la dispersión de la renta *per cápita* en el futuro, sin que ello excluya la posibilidad de cambios en el *ranking* provincial.

(8) Finalmente, al examinar la convergencia tipo σ de la renta familiar disponible provincial *per cápita*, se observa una dispersión permanentemente inferior a la dispersión del valor añadido *per cápita*. Este resultado indica que la actuación del gobierno —a través de las transferencias y del sistema fiscal— ha compensado en parte las desigualdades provinciales, haciéndolo de forma creciente en el tiempo. Si en 1977 las transferencias netas amortiguaban un 15 por 100 de la dispersión del VAB, el grado de compensación llega a alcanzar el 41 por 100 en 1989.

APENDICE: DESCRIPCION DE LOS DATOS UTILIZADOS

a) Los datos sobre valor añadido bruto (VAB) a nivel provincial y sobre renta familiar disponible se han tomado de la información elaborada por el Banco de Bilbao (luego BBV) a partir de 1955. Para el período 1955-1975 se han tomado las series homogéneas publicadas en 1977, mientras que para el resto de los años se toman las publicaciones correspondientes a cada uno de dichos años. Como variables de población se toman la población activa, o la ocupación, también de la publicación del BBV. Por último, como deflactor se toma el del PIB nacional al coste de los factores base 1980, tomando de la base de datos del modelo MOISEES.

b) La variable de ahorro provincial se genera a partir de los datos sobre consumo privado y renta familiar disponible de Comunidades Autónomas que publica el INE en su Contabilidad Regional, para el año 1987. Así, se estima la relación funcional entre consumo privado y renta disponible a nivel de las Comunidades Autónomas y, con los coefi-

cientes obtenidos en la regresión, se obtiene una tasa de ahorro a partir de los datos provinciales del BBV sobre renta familiar disponible.

Otras variables de ahorro provincial utilizadas (variación de los saldos de imposición entre 1962 y 1963, y número de bancos por cada 100 habitantes en 1960), se han tomado de la publicación «Tres Estudios para un Sistema de Indicadores Sociales» (Fundación FOESSA, 1967).

c) Las tasas de migración neta, para el periodo 1962-1986, se han tomado de Bentolila y Dolado (1991).

d) La variable *stock* de capital humano (porcentaje de la población con estudios en 1981 y por CCAA) se ha tomado de la publicación «La Mitad de la Explosión», de J.J. Toharia (1989). La variable flujo de capital humano utilizada (el gasto en educación en 1964, por provincias), así como otras variables que se han probado en el análisis empírico (tasa de analfabetismo, porcentaje de la población entre 11 y 17 años que estudia enseñanzas medias) se toman de la publicación «Tres Estudios para un Sistema de Indicadores Sociales» (Fundación FOESSA, 1967) y de «Filosofía y Sociología de la Educación» de F. Guil (1969).

REFERENCIAS

ANDRES, J. y J. BOSCA (1993), «Technological Differences and Convergence in OECD». Ministerio de Economía y Hacienda (Dirección General de Planificación), Documento de Trabajo D-93005.

ANDRES, J., R. DOMENECH y C. MOLINAS (1993) «Growth, Convergence and Macroeconomic Performance: A Closer Look», Ministerio de Economía (Dirección General de Planificación), Documentos de Trabajo, D-93003.

AZARIADIS, C. y A. DRAZEN (1990), «Threshold Externalities in Economic Development», *Quarterly Journal of Economics*.

BANCO DE BILBAO (1977), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Serie Homogéna 1955-1975*, Bilbao.

BANCO DE BILBAO (varios años), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Bilbao.

BANCO BILBAO VIZCAYA (varios años), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Bilbao.

BARRO, R.J. (1991), «Economic Growth in a Cross-Section of Countries», *Quarterly Journal of Economics*.

BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1991), «Convergence Across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*.

BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*.

BARRO, R. J., N. MANKIW y X. SALA-I-MARTIN (1992), «Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth», CEPR, junio, manuscrito.

BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1994), *Economic Growth*. Harvard University (en preparación).

BENTOLILA, S. y DOLADO (1991), «Mismatch and Internal migration in Spain, 1962-1986» en F. Padoa Schioppa (e.d.), *Mismatch and Labour Mobility*. Cambridge University Press, Cambridge.

CASS, D. (1965), «Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation», *Review of Economic Studies*.

COHEN, D. (1992), «Tests of the 'Convergence Hypothesis': A critical note», CEPR, Discussion Paper 691.

DOLADO, J., A. GORIA y A. ICHINO (1993), «Inmigration and Growth in the Host country: Evidence from Pooled Country Data», Banco de España, Documento de Trabajo 9309 (de próxima aparición en *Journal of Population Economics,* 1994).

DURLAUF, S. y JOHNSON (1992), «Local versus Global Convergence across National Economies» NBER Working Paper 3996.

FUNDACION FOESSA (1967), *Tres Estudios para un Sistema de Indicadores Sociales,* Madrid.

GUIL, F. (1969), *Filosofía y Sociología de la Educación,* Editorial Magisterio Español, Madrid.

KYRIACOU, G. (1992), «Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis», C.V. STARR Working Paper 91-26.

KOOPMANS, T.C. (1965), «On the Concept of Optimal Growth», en *The Econometric Approach to Development Planning,* North-Holland, Amsterdam.

LUCAS, R. (1988), «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics.*

LUCAS, R. (1993), «Making a Miracle» *Econometrica.*

MANKIW, N.G., D. ROMER y D. WEIL (1992), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics.*

MAS, M. J., J. MAUDOS, F. PEREZ y E. URIEL (1993), «Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas», IVIE (mimeo).

QUAH, D. (1993a), «Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth», *European Economic Review.*

QUAH, D. (1993b), «Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics.*

ROMER, P. (1986), «Increasing Returns and Long-Run Growth», *Journal of Political Economy.*

ROMER, P. (1990), «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy.*

SOLOW, R. (1956), «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics.*

SUDRIA, C. (1991), «Un Factor Determinante: La Energía», en J. Nadal y otros: *La Economía Española en el Siglo XX: Una Perspectiva Histórica,* Ariel, Barcelona.

SUMMERS, R. y A. HESTON (1988), «A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries», *Review of Income and Wealth.*

SUMMERS, R. y A. HESTON (1991), «The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88», *Quarterly Journal of Economics.*

TOHARIA, J. J. (1989), *La Mitad de la Explosión,* Fundación BEX, Madrid.

ABSTRACT

We first examine the growth and dispersion of provincial value added in Spain over the 1955-1989 period and relate the patterns for provinces to the behaviour of regions. Then we analize the interplay between economic growth and some of its potential determinants: physical capital, human capital, net migration and public infrastructures, among others. We also study the evolution of the dispersion of various measures of provincial income. The overall evidence weighs heavily in favor of convergence, although the speed of provincial catch-up has not been stable across subperiods.

COMENTARIO

Alfonso Novales
Universidad Complutense

El artículo de Dolado, González-Páramo y Roldán es un interesante y detallado estudio, para el caso español, de la cuestión de convergencia regional, que se enmarca dentro del modelo neoclásico de crecimiento y que tanto interés ha suscitado a nivel internacional, en los últimos años. En el trabajo se utilizan datos provinciales de renta, ahorro, población activa, empleo y otras variables para contrastar dicha hipótesis.

Los autores responden afirmativamente a la pregunta, si bien la tasa de convergencia para el período analizado 1955-89 es difícil de estimar con precisión, pues varía notablemente, entre un 2,0% y un 4,7%, según que se introduzcan variables ficticias regionales y sectoriales. Como el número de regresiones que se presenta en el trabajo para analizar la posible convergencia entre provincias es muy amplio, trataré de resumirlas en lo que podrían ser los modelos más representativos. Mi lectura del Cuadro 1 del artículo es que si bien las constantes regionales son muy importantes, la estructura sectorial parece no serlo tanto. En todo caso, quizá sería deseable contar con los valores numéricos del contraste de dichas hipótesis. Así, remitiéndonos a la columna (3) en dicho cuadro, tenemos una estimación del 3,1% de convergencia anual, si bien con valores de 3,4%, 1,1% y 5,1% en los tres subperíodos considerados (1955-64, 64-77 y 77-89). La conclusión parece ser más nítida cuando el análisis se realiza al nivel de Comunidades Autónomas. Si, nuevamente, nos remitimos al caso con variables regionales, pero excluyendo las de estructura sectorial, tenemos una tasa de convergencia del 3,6%, con valores submuestrales de 3,1%, 2,3% y 5,2%, respectivamente. Aunque se incluyan variables sectoriales, esta diversidad de estimaciones numéricas se mantiene.

La variedad de estimaciones numéricas obtenidas al considerar diversas modificaciones del modelo básico es tan amplia que, realmente, no creo conveniente prestar una interpretación estructural muy estricta a la tasa numérica de convergencia estimada. Siendo además este trabajo pionero en el análisis de convergencia en España, considero más interesante que nos centremos en responder afirmativamente

o negativamente a la pregunta, tratando de obtener una cierta idea de la rapidez de dicho proceso de convergencia, si realmente existe.

La imprecisión de las estimaciones presentadas se debe a múltiples factores que los autores tienen mucho cuidado en exponer, como errores de medida de las variables, sesgo de simultaneidad, etc. Sin embargo, creo que los propios Gráficos 1, 1.a, 1.b y 1.c, que pretenden ilustrar el proceso de convergencia, muestran asimismo alguna razón adicional para la ausencia de precisión en la estimación. Pensemos que estamos tratando de estimar (esencialmente) la pendiente de la recta de regresión de la tasa de crecimiento muestral o submuestral, sobre el VAB a comienzos del período, es decir, la pendiente de la recta que aparece en cada uno de los mencionados gráficos. Pero una inspección visual de los mismos revela rápidamente que tales pendientes están dominadas por unas pocas observaciones, como Guadalajara, Vizcaya y Barcelona en el Gráfico 1, o Huesca, Lugo y Orense en el Gráfico 1.c. Estas son tres provincias pequeñas, y es dudoso que queramos hacer descansar sobre ellas la validez del análisis. El Gráfico 1.b ilustra asimismo la dificultad en estimar con precisión la pendiente en dicho subperíodo, con independencia de observaciones «atípicas», por lo que no puede sorprender la debilidad de los resultados obtenidos por los autores para este subperíodo.

En definitiva, los resultados econométricos del artículo son consistentes con una visión en que las regiones españolas convergen, es decir, crecen más las menos ricas, acercándose todas ellas en dicho proceso a su respectivo valor fijo de estado estacionario de la renta *per cápita*. Con independencia de los niveles de significación utilizados, que conducen a rechazar la hipótesis nula de homogeneidad temporal en la tasa de convergencia en el caso de las provincias, pero no la rechazan en el caso de las CC.AA., considero que la evidencia en favor de la no homogeneidad temporal es definitiva, y que estudios posteriores pueden tratar de aclarar las razones para la disparidad del segundo subperíodo. Los autores no discuten inicialmente su elección de subperíodos, si bien hacen algunas referencias en el texto, posteriormente, al significado de los mismos. Concretamente, en el segundo subperíodo, que pretende cubrir la etapa de los llamados Planes de Desarrollo, es cuando se tiene cierta evidencia de ausencia de convergencia, y su análisis más detallado, puesto que incluye asimismo el primer gran *shock* en los precios del petróleo, podría ser un interesante punto de partida para un análisis posterior.

Los autores han realizado su estudio, tanto a nivel provincial como de CC..AA, para concluir que esta última agregación es importante, quizá por amortiguar efectos heterogéneos dentro de cada Comunidad, que producen resultados poco precisos a nivel provincial. Aunque es evidente que no hay lugar para más en el artículo, creo que el análisis de las relaciones entre provincias, a efectos de la determinación de sus tasas de crecimiento, más allá del que aquí se ha efectuado, y siguiendo las indicaciones de las correlaciones cruzadas entre ellas como sugiero más adelante, podría arrojar algo de luz sobre este interesante aspecto.

Cuando se incluyen como explicativas de las tasas de crecimiento variables específicas de cada región, los autores obtienen que tan sólo la tasa de ahorro provincial es significativa, no siéndolo dos distintas medidas de capital humano (inversión y *stock* de capital), ni migraciones, entre otras. A efectos de estas variables, se produce una elección de variables inevitablemente controvertida, y que puede proporcionar pistas para futuros estudios: por un lado, no parece que el número de oficinas bancarias por cada 100 habitantes deba ser un buen indicador del ahorro provincial, mientras que existe una variedad de indicadores financieros de ahorro provincial que podrían utilizarse a este efecto. En segundo lugar, se ha recurrido al Informe FOESSA de 1967 y otras fuentes de similar naturaleza para obtener el porcentaje de población con estudios de 1.º, 2.º y 3.º grado, que se ha utilizado como indicador del *stock* de capital humano. La Encuesta de Población Activa es fácilmente accesible y contiene una muy rica información acerca del nivel de estudios, tanto de la población mayor de 16 años, como de la población activa y ocupada, a nivel provincial, que podría utilizarse en este tipo de análisis.

El análisis de la existencia de posibles «clubs de convergencia» que se hace en el artículo no ha resultado muy fructífero, aunque un mayor detalle en el estudio de agrupaciones, al que ya me he referido, puede resultar de interés en futuros análisis. En dicha sección, se explora asimismo la posible no-linealidad de la relación entre tasa de crecimiento y condiciones iniciales, sobre lo que surge evidencia estadística que considero sugestiva. No comparto la conclusión de los autores en el sentido de que, puesto que la concavidad que ellos estiman en tal relación sólo afecta a una provincia de la muestra, la no-linealidad no es muy trascendente. Al contrario, creo que como un aspecto más de la especificación, junto con otros que mencionaré a continuación, vale la pena examinar cuidadosamente, quizá en próximos trabajos.

Hay algunos aspectos econométricos sobre los que me hubiese gustado ver algunos comentarios de los autores, y que pueden servir como punto de partida para investigaciones posteriores:

(1) La convergencia entre regiones es una de las cuestiones conceptuales que implica unas determinadas propiedades para el término de error de la ecuación de crecimiento. En concreto, como los autores exponen, el término de error debe estar libre de autocorrelación, además de ser independiente del regresor utilizado en dicha ecuación. La segunda hipótesis no es directamente contrastable cuando se estima por mínimos cuadrados, pero al ser la ausencia de autocorrelación un supuesto teórico del modelo, deberían discutirse tales propiedades en el residuo resultante.

(2) El mismo modelo teórico supone asimismo la ausencia de heteroscedasticidad en la regresión de crecimiento regional, sobre lo que debería aportarse información y quizá incorporarla en la estimación, si existe.

(3) La posible existencia de correlaciones entre las tasas de crecimiento de distintas provincias podría no sólo aumentar la eficiencia de la estimación, sino dar lugar a una interesante discusión acerca de la agrupación idónea. En este sentido, un análisis tipo *cluster* no sería despreciable.

(4) Por último, dada la impresión producida por alguna de los gráficos que se presentan, sería interesante utilizar algún tipo de estimación robusta para analizar la sensibilidad de las estimaciones.

(5) En esta línea, si el proceso de convergencia se entiende, no para cada provincia de una manera individualizada, sino para las distintas unidades geográficas que configuran una unidad económica, ¿no tendría sentido ponderar las observaciones por indicadores del tipo: población, renta, etc.? Especialmente, si se ha detectado heteroscedasticidad que pudiera sugerirlo.

(6) Otro aspecto de interés para un estudio posterior estriba en la simultaneidad entre las tasas de crecimiento regionales y algunas de las variables utilizadas como explicativas, como la tasa de ahorro.

Si bien los autores pueden tener respuesta inmediata a alguno de estos interrogantes, es evidente que no se puede entrar con el máximo nivel de profundidad en todas y cada una de las cuestiones que aparecen en un trabajo empírico de estas características, especialmente, siendo uno de los pioneros en nuestro país. Reitero que si mis interrogantes tienen algún valor real, lo serán más en cuanto que posibles

líneas para investigar con posterioridad, que no comentarios evaluativos del presente trabajo.

El artículo es asimismo muy sugerente, no sólo por sus aspectos técnicos, sino porque nos fuerza a plantear las reflexiones conceptuales ligadas a la idea de convergencia: ¿Deben converger las regiones de un país? ¿Es, por el contrario, más eficiente en algún sentido desarrollar más las que presentan mejores condiciones para ello? Con independencia de las respuestas a estas cuestiones, siempre será necesario saber si realmente estamos convergiendo. Si pensamos que las regiones deben converger, será preciso diseñar e instrumentar una política económica adecuada y, para ello, es absolutamente crucial conocer los determinantes de las tasas de convergencia, y es aquí donde se enmarca el trabajo de Dolado, González-Páramo y Roldán. Estos resultados iniciales no deben sino incitarnos a continuar en la discusión de interrogantes como: ¿Son las migraciones importantes para el proceso de convergencia? ¿Es la tasa de ahorro importante para el mismo? ¿Y el capital humano? Espero que este no sea sino el primero en una línea de trabajos sobre estas cuestiones tan importantes acerca del desarrollo real de nuestra economía.

COMENTARIO

Rafael Doménech
Universitat de València

El artículo de Dolado, González-Páramo y Roldán analiza cuál ha sido la convergencia entre las provincias españolas entre 1955 y 1989, planteando dos interesantes cuestiones al inicio. La primera de ellas se refiere a si las diferencias en rentas *per cápita* entre las provincias españolas son permanentes o no. La respuesta a esta cuestión es que, aunque la dispersión de la renta *per cápita* (convergencia σ) ha disminuido durante buena parte del período analizado, este proceso parece agotarse en la década de los ochenta, de manera que no se esperan mejoras en el futuro. La segunda cuestión se refiere al papel del sector público en la disminución de estas diferencias provinciales en la renta *per cápita*. Los autores no encuentran que el papel del Estado haya sido especialmente activo al respecto, al margen de las políticas redistributivas mediante impuestos y subsidios.

Los resultados en términos de la convergencia σ plantean sin embargo varias cuestiones adicionales. En primer lugar, comparando estos resultados con la evidencia presentada por Sala-i-Martín (1994) se observa que a finales de los ochenta la dispersión entre regiones españolas sólo se ve superada por la de Italia, mientras que los países con mayor renta *per cápita* como Francia, Alemania, Reino Unido, Japón y Estados Unidos presentan una menor dispersión. Por otra parte, al igual que ocurre para otros países, el proceso de convergencia σ parece detenerse a partir de los años ochenta.

Los autores argumentan que el descenso de la dispersión, que ellos sitúan entre 1975 y 1985, coincide con los años de la crisis del petróleo, por lo que concluyen que debió afectar en mayor medida a las provincias más ricas. En realidad, tal y como puede comprobarse en el Gráfico 4, a partir de 1981 la dispersión vuelve a aumentar, desandando aproximadamente la mitad de lo recorrido entre 1975 y 1981. La posterior fase de crecimiento en la segunda mitad de los años ochenta sólo mitiga ligeramente este fenómeno de aumento en la dispersión de la renta *per cápita*. Así pues, parece que el proceso económico que hay detrás de esta evidencia es más complicado que la hipótesis presentada por los autores. De hecho, entre 1975 y 1985 se registraron dos fuertes *shocks* en los precios del petróleo, el segundo de ellos en 1979, por lo que, de seguir utilizando el argumento que proponen los autores, si la primera crisis perjudicó en mayor medida a las provincias más ricas, la segunda parece haber mostrado los efectos contrarios.

Conviene, llegados a este punto, tener en cuenta los resultados que se ofrecen de la convergencia β. Como indican los autores, a lo largo del período 1955-89, las regiones más pobres crecen más deprisa que las más ricas en 1955, si bien existen otras variables aparte de la renta inicial, que resultan significativas. Por consiguiente, los resultados apuntan la existencia de convergencia β condicional, es decir, cada provincia converge a su propio estado estacionario. En este caso, aparte de los *shocks* aleatorios, la dispersión en rentas *per cápita* aumentará cuando aumente la dispersión en las variables que determinan el estado estacionario, por lo que sería de indudable valor poder analizar cuál ha sido la evolución temporal de la dispersión en la tasa de ahorro, en la tasa de escolarización o en la tasa de crecimiento de la población. Lógicamente, los autores no pueden abordar este análisis ya que sólo disponen de datos de corte transversal para muchas de estas variables o para sus respectivas variables que las aproximan.

Entre las variables utilizadas para recoger las diferencias regionales, los autores encuentran que únicamente la tasa de ahorro y las migraciones resultan ser significativas en las ecuaciones estimadas, no siendo significativas otras variables como el capital humano o el capital público en carreteras. El uso de estas variables y los resultados que ofrecen constituyen posiblemente unos de los puntos más débiles del trabajo, no achacable a los autores sino a la falta de datos y a su calidad. Sin duda estos aspectos deberían ser en el futuro objeto de un análisis más pormenorizado a medida que se disponga de más y mejor información.

Por lo que respecta a las variables de capital humano, los autores utilizan distintas *proxies:* el gasto *per cápita* en educación en 1964, el porcentaje de la población con estudios primarios, secundarios o superiores por CC.AA. en 1981, la tasa de analfabetismo y la tasa de escolarización en enseñanza secundaria en 1964. Sin embargo, ninguna de estas variables resulta significativa en las regiones realizadas. La explicación que ofrecen los autores de este resultado es la presencia de un sistema educativo común que hace que las variables que han utilizado no presenten una suficiente variabilidad como para resultar significativas. Aunque los autores no lo señalan explícitamente, sí que invitan al lector a tomar estos resultados con cautela, ya que no puede concluirse que el capital humano no tenga incidencia sobre el crecimiento económico. Una explicación alternativa consistiría en que el papel del capital humano sobre el crecimiento no puede aproximarse en una única variable como las que normalmente se utilizan en los estudios con datos *cross-section,* sino mediante indicadores más elaborados. Dadas las dificultades de utilizar el porcentaje de la renta dedicada a la acumulación de capital humano, se suele utilizar alguna tasa de escolarización o el porcentaje de la población con un determinado nivel de estudios (que lógicamente puede encontrarse muy alejada de su nivel de estado estacionario). Aunque este tipo de variables suele proporcionar resultados adecuados en los trabajos con datos *cross-section* de países, es posible que una única variable como las señaladas no sirva para recoger los efectos del capital humano sobre el crecimiento. Conforme una economía se desarrolla, las tasas de escolarización relevantes cambian: en los años cincuenta posiblemente las diferencias en capital humano entre provincias se podrían reflejar en la educación primaria o en la tasa de analfabetismo, mientras que a finales de los ochenta lo harán en la enseñanza secundaria o en la universitaria.

En cuanto a la tasa de ahorro, los autores se decantan por una variable que generan a partir de los datos por Comunidades Autónomas sobre consumo privado y renta familiar disponible para 1987 publicados por el INE. Estimando la relación funcional entre consumo privado y renta disponible, obtienen las tasas de ahorro provinciales para 1987 con los datos de renta familiar disponibles del BBV. Sin embargo, este procedimiento presenta un problema de endogeneidad muy importante. Utilizando la ecuación (8), la variable dependiente consiste en la diferencia de logarimos de la renta *per cápita* entre 1989 y 1955, mientras que en la parte derecha de esta ecuación aparece nuevamente la renta *per cápita* 1955 y una función de la renta familiar disponible en 1987, que estará obviamente muy correlacionada con el logaritmo de la renta *per cápita* en 1989. Supongamos, por ejemplo, dos provincias con la misma renta *per cápita* en 1955 e idéntica tasa de crecimiento de la población. En este caso, la diferencia en el crecimiento de 1955 a 1987 entre estas dos provincias aparecerá *artificialmente* explicada por la tasa de ahorro generada con la renta familiar disponible en 1987, cuando puede deberse a otra causa. Posiblmente ésta sea, entre otras, una de las razones que impide aceptar las restricciones implícitas en el modelo de Solow que se contrastan en la Sección 4. Ante los problemas que presenta esta variable y las dificultades de disponer de información adicional al respecto, parece indicado utilizar variables como la distribución provincial de los depósitos o de los créditos bancarios, que están bastante correlacionadas con la tasa de ahorro y que además reflejan el grado de intermediación financiera, que puede haber desempeñado un importante papel en el crecimiento económico (King y Levine, 1994).

Por otra parte, otra de las variables condicionantes es la tasa de paro. Su inclusión permite detectar si el modelo debe especificarse en términos de la población activa o de la población ocupada[1]. Sin duda, una explicación del aumento en las diferencias en renta *per cápita* entre las provincias se debe a las diferencias en la tasa de paro. Sin embargo, cuando se incluyen las *dummies* suprarregionales se acepta la especificación en términos de la población activa (aunque no se

[1] La elección en la literatura aplicada sobre crecimiento no está clara, ya que muchos autores han utilizado la población total (e.g.: PIB *per cápita* propiamente dicho), la población en edad de trabajar, la población activa o la población ocupada (cuando se habla de productividad). Las diferencias entre una especificación u otra no deben ser muy notables, aunque obligan a tener en cuenta las disparidades entre tasas de paro y tasas de actividad fundamentalmente.

contrasta esta hipótesis cuando se incluyen otras variables condicionantes), por lo que en el artículo se encuentra evidencia de que las variables suprarregionales que resultan significativas están correlacionadas con las tasas de paro. Si bien pueden tener su origen en diferencias tecnológicas, tal y como señalan los autores, también pueden recoger otras diferencias como, por ejemplo, la composición de la estructura productiva (resulta sumamente atractiva la disposición geográfica de las regiones que constituyen cada uno de los tres grupos estimados) o diferencias en el capital humano o en las infraestructuras que no son convenientemente recogidas por las respectivas variables utilizadas.

Como se acaba de indicar, los autores señalan que estas *dummies* suprarregionales pueden representar diferencias tecnológicas permanentes entre las provincias, lo que se contrasta en la Sección 3. Siguiendo a Durlauf y Johnson (1992), el criterio de diferenciación elegido ha sido el nivel de renta *per cápita* inicial. Sin embargo, como han indicado otros autores (Andrés y Boscá, 1994), los clubs de convergencia no tienen porque ser función de una condición inicial. La composición de estos clubs será, posiblemente, más adecuada utilizando una condición final o un proceso iterativo en el que se fueran agrupando aquellas provincias para las que pueda aceptarse la hipótesis de igualdad en los coeficientes de la ecuación de convergencia estimada. Así, Sevilla, que quedaría clasificada en el grupo de provincias ricas en 1955, y Teruel, en el de las pobres, presentan en 1989 una situación completamente diferente: la renta *per cápita* de Teruel en relación a la de Sevilla ha pasado del 79,7% en 1955 al 138,6% en 1989, siendo un claro ejemplo, en términos relativos, de milagro en la terminología de Lucas (1993). Obsérvese, además, que hablar en estos dos casos de diferencias tecnológicas resulta poco indicado cuando Sevilla presenta una de las tasas de paro más altas de España, y Teruel se ha visto sometido a un continuado proceso de despoblación.

En cuanto a la cuestión inicial sobre el papel del Estado a la hora de suavizar los desequilibrios regionales, el artículo no explora en profundidad cuales deben ser las políticas públicas adecuadas. Aparte del papel redistributivo del Estado, únicamente se analiza la contribución de las infraestructuras públicas en el crecimiento, que por otro lado no resulta significativa. Por consiguiente, ésta es también un área que en el futuro puede verse sometida a un mayor análisis. No obstante, debería atenderse al hecho de que cuando más intensa ha sido la crisis eco-

nómica en España más han aumentado las disparidades regionales, por lo que el Estado debe jugar un mayor papel a la hora de acelerar los cambios en la estructura productiva mediante políticas de oferta, amortiguando en la medida de lo posible sus costes sociales.

No me gustaría acabar sin antes señalar que este artículo supone un paso importante en el análisis de las disparidades regionales en España, estudiando aspectos muy relevantes de nuestra historia económica más reciente, al tiempo que utiliza una metodología similar a la de otros trabajos que se han realizado en los últimos años para otros países o áreas económicas. Los interrogantes planteados y las respuestas ofrecidas en este trabajo, así como sus futuras extensiones, sin duda constituyen una muy valiosa aportación en un área que, para el caso de España, estaba pendiente de ser explorada.

REFERENCIAS

BOSCA, E. y J. ANDRES (1993), «Technological Differences and Convergence in the OECD». D-93003. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.

DURLAUF, S., P. JOHNSON (1992) «Local versus Global Convergence across National Economies». NBER Working Paper 3996.

KING R. G. y R. LEVINE (1993): «Finance and Growth: schumpeter Might Be Right». *Quarterly Journal of Economics.*

LUCAS, R. E. (1993): «Making a Miracle». *Econometrica.*

SALA-I-MARTIN, X. (1994): «La Riqueza de las Regiones. Evidencia y Teorías sobre el Crecimiento y la Convergencia Regional». *Moneda y Crédito* (este volumen).

DISCUSION

Assaf Razin muestra su preocupación sobre la posibilidad de que las ecuaciones de convergencia estén contaminadas por las fluctuaciones cíclicas de la economía. Juan José Dolado contesta que, puesto que las tasas de crecimiento que aparecen en dichas ecuaciones como variables dependientes, se calculan como medidas de períodos largos de tiempo, los efectos cíclicos desaparecen. Sin embargo, Danny Quah señala que la renta inical, que aparece como variable dependiente en dichas regresiones, se refiere a un año determinado y, por tanto, puede estar «contaminada» con efectos cíclicos. Además, dada la evolución temporal de la distribución provincial de niveles de renta presentada en el Gráfico 5, no cree oportuno interpretar dicha evolución en términos de convergencia en sentido β o en sentido σ.

Samuel Bentolila señala que las migraciones deberían tratarse como una variable endógena y, por tanto, utilizar instrumentos, posiblemente retardados de dicha variable, en la estimación de las ecuaciones de convergencia. Las estimaciones resultantes, junto al análisis de la información disponible sobre las características personales de los emigrantes, permitirían dotar de mayor convicción a la tesis adelantada por los autores, según la cual la menor tasa de convergencia provincial observada durante el período 1964-77 se explica porque los emigrantes tenían una dotación de capital humano superior al capital humano medio de su provincia de origen. Igualmente, propone el análisis de los datos existentes sobre la distribución provincial de las transferencias estatales para alcanzar una conclusión más fundamentada sobre el papel jugado por el Estado en la convergencia provincial.

Xavier Sala-i-Martín pregunta por la existencia de datos sobre el nivel educativo de los emigrantes y de los no emigrantes y propone calcular una medidas de capital humano ponderando el porcentaje de individuos con un mismo nivel educativo con el salario relativo correspondiente a dicho nivel educativo. Igualmente, plantea dudas sobre la tesis de los autores referida al capital humano relativo de los emigrantes, que contrasta con resultados obtenidos por Juan José Dolado en otros trabajos. En la misma línea, Angel de la Fuente pregunta cómo se puede adelantar la tesis anterior sobre el capital humano relativo de los emigrantes sin disponer de información sobre renta disponible, excluyendo transferencias.

Por último, Ezequiel Uriel comenta que no le sorprende que las estimaciones de convergencia regional que utilizan deflactores de precios a partir de los índices de precios al consumo (IPC) no sean significativamente diferentes de las realizadas sin utilizar ningún deflactor de precios. Dado que los IPC provinciales se estiman con cestas de consumo diferentes para cada provincia, estos índices miden la dispersión provincial de variaciones en el coste de la vida pero no reflejan adecuadamente las diferencias provinciales en el coste de la vida.

Juan José Dolado responde que la falta de datos sobre algunas variables no permite realizar estimaciones con datos de panel, por lo que no es posible instrumentar algunas variables mediante valores retardados de las mismas. En lo que se refiere al capital humano relativo de los emigrantes, apunta que en otros países se obtienen resultados similares, que si los costes de emigrar son fijos e iguales para todos los individuos, entonces emigrarán aquellos individuos con mayor capi-

tal humano y, por tanto mayores expectativas de renta en la región de destino, y que no es adecuado comparar los resultados obtenidos por sus trabajos sobre migraciones internacionales con los obtenidos sobre migraciones inter-provinciales en España. Finalmente, apunta que no es posible interpretar las ecuaciones de convergencia en un sentido causal puesto que las restricciones del modelo de Solow se rechazan ampliamente.

Movilidad del capital, política impositiva y convergencia del crecimiento económico*

ASSAF RAZIN
Universidad de Tel Aviv, CEPR y NBER

CHI-WA YUEN
Universidad de Ciencia y Tecnología de Hong-Kong

1. INTRODUCCION

La nueva teoría del crecimiento ha renovado el interés entre economistas y responsables de la política económica respecto a la cuestión de si los niveles de renta en diferentes países convergen en el tiempo. Baumol (1986) concluye que los niveles de renta entre países industrializados parecen haber convergido, que los países con rentas medias han formado a su vez otro club de convergencia, mientras que en los países con rentas bajas parecen haber divergido. La naturaleza del análisis de Baumol es esencialmente de sección cruzada. Friedman (1992) y Quah (1993) han planteado dudas sobre la validez de tal análisis. Su preocupación se centra en el argumento de «regresión hacia la media» que sesga el constraste de convergencia de Baumol. Revisando este tema, Ben-David (1994) utiliza un análisis de series temporales para obtener nueva evidencia sobre la convergencia en niveles. Este autor encuentra que el grupo de países ricos se caracteriza por una convergencia «hacia arriba», mediante la que los miembros pobres del grupo alcanzan a los miembros ricos. El grupo de países extremadamente pobres presenta «convergencia hacia abajo», según la cual los miembros más ricos del grupo evolucionan negativamente para unirse a los miembros pobres del grupo. A pesar del progreso habido en el

* Agradecemos las sugerencias y comentarios de Charlie Bean, Albert Marcet, Miguel Sebastián y José Viñals.

análisis empírico de este tema, en estos momentos la evidencia sobre la convergencia *en niveles* es todavía contradictoria.

Una noción más débil de convergencia se refiere a la disminución de la discrepancia existente entre países en las tasas de crecimiento a largo plazo de sus rentas. A nivel teórico, el tema de la convergencia en *tasas de crecimiento* ha sido muy estudiado (véase, por ejemplo, Rebelo, 1992). Sin embargo, hasta ahora el análisis empírico sobre el tema ha sido más bien escaso. El principal propósito de este trabajo es cubrir parcialmente la brecha existente entre teoría y datos mediante la realización de un ejercicio de calibración y simulación.

Nuestro objetivo es proporcionar una valoración cuantitativa del papel que juegan dos factores (que la literatura sobre el crecimiento ha pasado por alto a menudo) como la movilidad del capital y la imposición internacional, en la explicación de la disparidad observada entre países en las tasas de crecimiento a largo plazo de la renta total y *per cápita*, así como de las tasas de crecimiento de la población. Al hacer esto esperamos arrojar algo de luz sobre el problema del desarrollo económico planteado por Lucas (1988), es decir, explicar la disparidad observada en el crecimiento de diferentes países.

En general, existen algunos factores principales que podrían explicar la diversidad a largo plazo existente entre países: diferencias en las dotaciones de los factores, en la tecnología y en la política económica. Aunque la heterogeneidad inicial en las dotaciones (por ejemplo de recursos naturales) y en la tecnología pueden conducir a la existencia de diferencias a largo plazo, tanto en niveles como en tasas de crecimiento de la renta, dicha heterogeneidad puede explicar mucho mejor la disparidad en niveles que en tasas. Las diferencias de política económica entre países son probablemente un factor más importante que las diferencias de dotaciones y de tecnología a la hora de generar una disparidad persistente en las tasas de crecimiento.

Se ha explorado bastante la idea de que, en teoría, la política gubernamental puede tener efectos sobre el crecimiento y por tanto que la disparidad en tasas de crecimiento tiene relación con la asimetría internacional existente en las políticas impositivas[1]. Sin embargo, con unas pocas excepciones, dicho análisis se ha llevado a cabo para economías cerradas y sin tomar en consideración la creciente interacción entre paí-

[1] Véase, por ejemplo, Rebelo (1991) y Jones y Manuelli (1990) para un análisis cualitativo y King y Rebelo (1990) y Lucas (1990a) para una evaluación cuantitativa de los efectos de distintas estructuras impositivas sobre los niveles y sobre las tasas.

ses en términos de flujos comerciales y flujos de capital. Cuando el capital es móvil a nivel internacional, las rentas de capital de procedencia extranjera se constituyen en una base impositiva adicional, de la cual las autoridades fiscales (del propio país y del país extranjero) pueden extraer ingresos impositivos. Como mostramos en un trabajo complementario de éste (Razin y Yuen, 1992), el tratamiento impositivo de estas rentas por parte de los dos gobiernos y el grado de movilidad del capital determinarán si las diferencias en el crecimiento generadas por distintas políticas impositivas se van a poder seguir manteniendo en una economía abierta. Entre otras, allí derivamos las dos proposiciones siguientes:

(P1) Bajo movilidad perfecta del capital, las tasas de crecimiento a largo plazo de los Productos Interiores Brutos (PIBs) totales (pero no necesariamente de los *per cápita*) se igualarán entre países, y

(P2) Con asimetría en los tipos impositivos sobre las rentas del capital entre países, el principio (de imposición internacional sobre el capital) de gravar en el país donde se encuentra la fuente de renta (o principio territorial) conduce a la igualdad en las tasas de crecimiento, mientras que el principio de residencia (o mundial) conduce a divergencias en esas tasas. La medida en que las diferencias en los tipos impositivos sobre las rentas del capital afecten al crecimiento de la población y de la renta dependerá de la preferencia de los padres respecto al dilema a que se enfrentan entre cantidad frente a calidad de los hijos.

Aquí tomaremos más en serio ambas proposiciones mediante la confrontación de sus implicaciones empíricas con los datos y/o con hechos observados y mediante la realización de algún análisis cuantitativo exploratorio. Para examinar cuantitativamente los efectos asignativos y sobre el crecimiento de la movilidad del capital y de la imposición internacional, también calibraremos el modelo de crecimiento para una economía abierta de Razin y Yuen (1992) con datos para el período 1965-87 correspondientes al Grupo de los Siete (G-7) mediante la división de éste en un «mundo de dos países»: Estados Unidos frente a los otros seis (G-6). Supondremos que los parámetros fundamentales serán los mismos para los dos países, pues creemos que la heterogeneidad en las preferencias y en la tecnología no es probable que permanezca a largo plazo. Usando el mismo conjunto de parámetros para todos los regímenes (que engloban movilidad del capital e imposición internacional), simulamos los efectos a largo plazo sobre la asignación de recursos y las tasas de crecimiento de varias reformas impositivas y de restricciones a los flujos de capital.

El trabajo se organiza de la forma siguiente. Las Secciones 2 y 3 exploran, respectivamente, las implicaciones de la movilidad del capital (P1) y de la imposición internacional sobre la renta del capital (P2). También revisaremos las intuiciones que subyacen a (P1) y (P2). La Sección 4 describe la versión paramétrica del modelo de Razin y Yuen (1992) utilizado en los ejercicios de calibración y simulación de la Sección 5, donde presentamos los resultados numéricos. La Sección 6 presenta algunas conclusiones.

2. EL PAPEL DE LA MOVILIDAD DEL CAPITAL

El volumen de movimientos internacionales de capital durante el período posterior a la Segunda Guerra Mundial ha crecido a una tasa mucho más alta que el crecimiento de la producción en los siete países más industrializados (G-7). Una medida de aquel volumen es la suma de las exportaciones y las importaciones de capital (a medio y largo plazo), obtenida de la cuenta de capital de la balanza de pagos. Para normalizar las unidades de medida y facilitar las comparaciones entre países, la suma de exportaciones e importaciones de capital se expresa a menudo como porcentaje del Producto Nacional Bruto (PNB) o del Producto Interior Bruto (PIB). El Cuadro 1 (tomado de Frenkel, Razin y Sadka, 1991) describe el volumen de flujos internacionales brutos de capital en el G-7 en los años 70 y 80. El cuadro revela un enorme incremento en los movimientos de capital desde los primeros años 70 hasta finales de los 80, con un crecimiento excepcional en el Reino Unido y Japón. En ambos países, la medida de flujos de capital se multiplicó por cinco durante esas dos décadas. Esto es menos sorprendente en el caso del Reino Unido, por ser éste un centro financiero internacional. Pero un fenómeno similar también es aplicable a Francia y a los Estados Unidos. La integración de los mercados internacionales de capital, reflejada en el estrechamiento de las diferencias entre tipos de interés reales en varios países industrializados, puede explicar este gran aumento en los movimientos brutos de capital.

Dentro de esta globalización de los mercados de capitales, sobresale el papel jugado por la Comunidad Europea, renombrada Unión Europea (UE) tras el Tratado de Maastricht. La Comunidad Europea ha desmantelado las barreras nacionales no sólo a la libre circulación de bienes y servicios, sino especialmente al libre movimiento de capitales. La inversión extranjera directa (IED) en la UE ha crecido considerable-

mente en las dos últimas décadas. El patrón intra-UE de la IED muestra un flujo neto procedente de los países más ricos (los del norte) hacia los países más pobres (los del sur). Esto, por sí mismo, llevaría a una mayor convergencia en la UE. Con la desregulación reciente, la integración de los mercados de valores en la UE ha progresado de manera significativa, y los rendimientos de las distintas bolsas de valores han mostrado una mayor correlación. La integración en los mercados donde se negocian empréstitos a corto y a largo plazo había experimentado un escaso progreso hasta fechas relativamente recientes, debido a las restricciones a los movimientos de capital impuestos por un cierto número de países miembros. Como resultado, se desarrolló un tipo de integración diferente mediante la cual cada país miembro negociaba con terceros agentes. Esto tuvo lugar a través de los llamados «euromercados» (el mercado de «eurobonos» para bonos a largo plazo y el mercado «euromonetario» para bonos a corto plazo), que eran mercados *off-shore* no regulados en la práctica. Con la reciente liberalización, en la actualidad predominan las transacciones directas entre miembros.

CUADRO 1

FLUJOS INTERNACIONALES DE CAPITAL BRUTOS DE LOS SIETE PAISES MAS INDUSTRIALIZADOS, 1970-1989 (porcentajes del PIB/PNB)

País	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989
Canadá	5,9	5,9	7,9	5,6
Francia	7,0	9,0	8,6	11,2
Alemania (RFA)	6,0	9,2	9,9	14,2
Italia	9,4	4,9	5,2	3,7
Japón	3,3	2,4	5,4	19,5
Reino Unido	6,4	11,4	26,6	32,6
Estados Unidos	2,5	3,4	4,8	5,8

Fuente: Fondo Monetario Internacional.

De acuerdo con las estimaciones de la Comisión Europea, durante el período de entre cinco y siete años previo a la instauración del Mercado Unico Europeo en 1992, el PIB agregado de sus regiones creció entre un 4,5 y un 7 por ciento, solamente como resultado de esta integración. Se ha predicho que tal unificación del mercado elevaría el crecimiento a largo plazo de Europa Occidental en alrededor de un punto porcentual cada año.

Bajo libertad de movimientos de capital, la ley de los rendimientos decrecientes implica que el capital se moverá desde países con abundancia de capital (baja productividad marginal del capital (PMK)) hacia

países con escasez de capital (con alta PMK)[2]. En el tiempo, esos flujos de capital que traspasan las fronteras de los países igualarán las PMKs en todos los países[3]. En el corto plazo, tales movimientos pueden acortar o alargar las sendas de transición de los dos países con respecto a sus sendas de transición autárquicas[4]. Sin restricciones adicionales, en el largo plazo existen tres situaciones posibles: (a) todo el capital mundial reside en un solo país; (b) no se producen flujos de capital entre países (es decir, vuelta a la autarquía); y (c) hay flujos de capital netos positivos desde algunos países hacia otros países.

Tanto (a) como (b) son casos no realistas; sólo (c) tiene relevancia empírica. ¿Qué es preciso, entonces, para eliminar (a) y (b) incluso como posibilidades teóricas? El caso (a) no se dará si la PMK se hace infinitamente grande cuando el capital que permanezca en cualquier país exportador de capital es suficientemente pequeño (es decir, las llamadas «condiciones de Inada» pueden eliminar esta solución de esquina). El caso (b) no se dará siempre que los países sean heterogéneos respecto a algunos de sus «fundamentos». Si fueran homogéneos, los flujos de capital no se habrían producido desde el principio. Como también queremos investigar el papel de los impuestos en el crecimiento, vamos a suponer que la asimetría en los tipos impositivos que gravan las rentas del capital es el factor que primero indujo la existencia de flujos de capital entre países. Supongamos además que esos países se encontraban inicialmente en sus sendas de crecimiento de estado estacionario. Si esos impuestos siguiesen siendo diferentes, la fuerza que inició los movimientos de capital volverá a estar activa cuando los países retornen a sus sendas de crecimiento de autarquía a largo plazo. Por tanto, (b) también puede descartarse. Así, el único caso empíricamente relevante es (c). En dicho caso, esperaríamos que la dirección de los flujos de capital fuese desde países con bajas PMKs después de impuestos hacia países con altas PMKs después de impuestos[5]. Para

---

[2] Véase Lucas (1990b) para saber porqué, en la práctica, pudiéramos no observar grandes flujos de capital desde países ricos a países pobres.

[3] Igualarán las PMKs después de impuestos si existen impuestos que gravan las rentas del capital (generadas en el interior del país o en el extranjero). Téngase en cuenta, sin embargo, que la igualación de las PMKs después de impuestos a través de los movimientos de capital no se dará, en general, bajo el principio de *residencia*. Véase la Sección 3.

[4] Barro, Mankiw y Sala-i-Martin (1992) tratan precisamente este aspecto, es decir, cómo afecta la movilidad del capital a la velocidad de convergencia desde la senda de transición a la senda de crecimiento de estado estacionario.

[5] Una solución plausible a la cuestión que Lucas (1990b) plantea sobre «porqué el capital no va desde los países ricos a los pobres» es que los países con abundancia de capital tienen tipos impositivos sobre las rentas del capital relativamente bajos de modo que sus PMKs después de impuestos son relativamente altas. Se precisa una contrastación empírica más cuidadosa para examinar si ésta es en realidad una explicación aceptable.

entender cómo puede afectar la movilidad del capital a la convergencia de las tasas de crecimiento a largo plazo de distintos países, hemos de ser más específicos respecto a lo que identificamos con el largo plazo. Seguiremos la convención existente en la literatura del crecimiento y así identificaremos crecimiento a largo plazo con crecimiento en el estado estacionario (o equilibrado): la solución particular en que las tasas de crecimiento de todas las variables que crecen son constantes (de modo que los *ratios* entre esas variables —definidos de alguna forma— también serán invariantes en el tiempo). Con esta definición no es difícil ver que para que el crecimiento sea equilibrado en todos los países, el flujo neto de capital de cada país debe estar creciendo a la misma tasa que su renta total. Pero como el flujo de capital que entra en un país es exactamente el reflejo del flujo de capital que sale de otro país, la restricción del crecimiento equilibrado fuerza a que las tasas de crecimiento de la renta total a largo plazo sean uniformes para todos los países (es decir, la proposición 1 (P1) de Razin y Yuen, 1992).

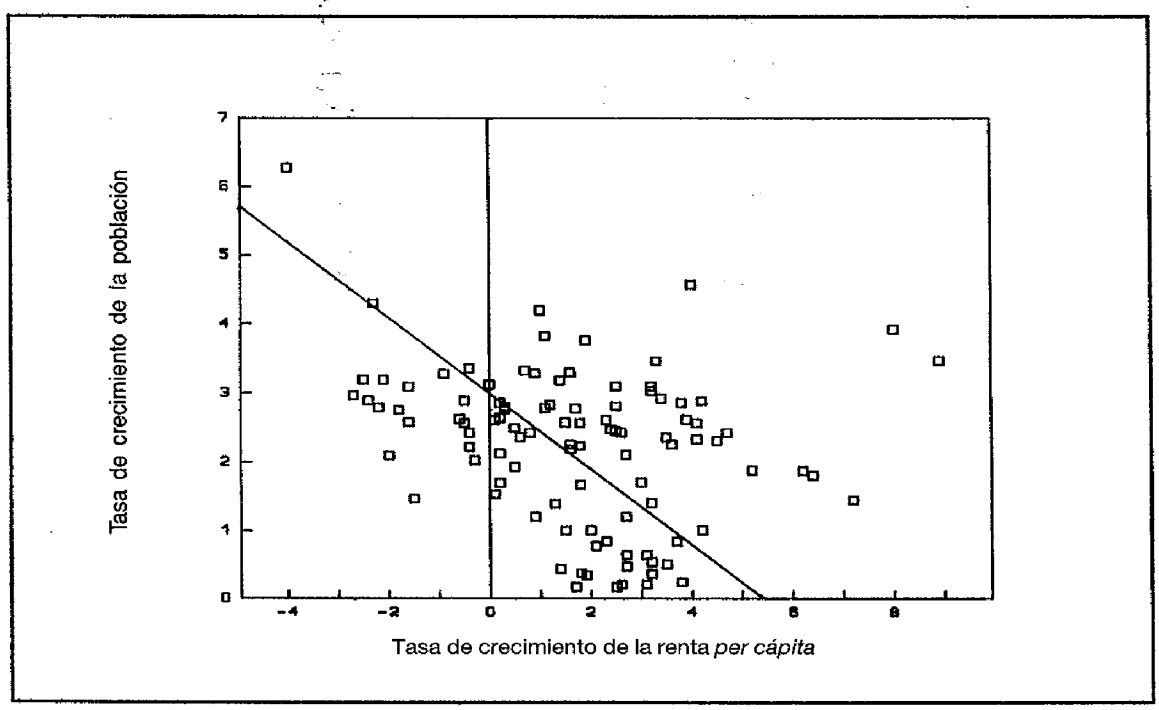
Recordemos que la renta *per cápita* es la renta total del país dividida entre el tamaño de su población. Por tanto, podemos descomponer la tasa de crecimiento de la renta total en la tasa de crecimiento de la renta *per cápita*, por un lado, y en la tasa de crecimiento de la población, por otro: $(1 + g_Y) = (1 + g_N)(1 + g_y)$. Aquí, g_x denota la tasa de crecimiento entre dos períodos de la variable x, Y es el PIB total del país, N es la población, e y denota el PIB *per cápita* (de modo que $y = Y/N$). Junto con la proposición (P1), la citada descomposición implica que $(1 + g_N^A)(1 + g_y^A) = (1 + g_N^B)(1 + g_y^B)$. De aquí se derivan dos implicaciones empíricas: (1) las tasas de crecimiento a largo plazo de la población y de la renta *per cápita* deberían estar negativamente correlacionadas entre países; y (2) las tasas de crecimiento de la renta total deberían presentar una menor variación entre países que las tasas de crecimiento de la renta *per cápita*.

La implicación (1) sugiere que los países con tasas de crecimiento de la población más altas tendrán, en media, menores tasas de crecimiento de la renta *per cápita*. A pesar de que la correlación negativa existente entre las tasas de crecimiento de la población y los niveles de renta *per cápita* se ha aceptado ampliamente como un hecho[6], no está tan clara la existencia de una correlación similar entre el crecimiento de la población y el crecimiento de la renta *per cápita*. El respaldo que

[6] En su artículo panorámico, Romer (1989) se refiere a esta correlación negativa como el hecho número 9.

esas correlaciones encuentran en datos de series temporales tiene más que ver con cuestiones de transición demográfica —una transición durante el período de desarrollo desde altas tasas de fertilidad y mortalidad hasta tasas relativamente bajas— y, en consecuencia, varía con la etapa del desarrollo en que se encuentren los diferentes países[7]. En efecto, ambas correlaciones tienden a ser negativas durante la fase más avanzada de desarrollo. Pero como la implicación (1) se refiere a las tasas medias de crecimiento a largo plazo con independencia de si los países son desarrollados o subdesarrollados, en el Gráfico 1 mostramos la correlación entre g_N y g_y, incorporando países en todas las etapas de desarrollo. La línea de regresión con pendiente negativa que hemos ajustado viene a confirmar «aproximadamente» la correlación negativa[8]. Como confirmación adicional, encontramos que el coeficiente de correlación entre g_N y g_y es —0,27.

GRAFICO 1
CORRELACION ENTRE LAS TASAS DE CRECIMIENTO DE LA POBLACION Y DE LA RENTA *PER CAPITA* (%)



Fuente: Datos para 1965-87 de los 120 países (excluyendo aquellos con omisiones) recogidos en los Cuadros 1 y 26 del Informe sobre el Desarrollo Mundial de 1989.

[7] Véase Ehrlich y Lui (1991) para una teoría de la transición demográfica que asocia longevidad, fertilidad y crecimiento económico.

[8] Si hubieramos representado $1 + g^i_N$ respecto a $1 + g^i_y$, dichos puntos deberían formar una hipérbola rectangular si se cumpliese exactamente la proposición (1).

La implicación (2) no se sigue directamente de (P1) sino que es más bien una versión más débil de esta proposición. Dicha implicación toma en consideración el hecho de que en el mundo real los países no estarán operando en sus sendas de crecimiento de estado estacionario la mayor parte del tiempo (debido a que están siendo afectados en distintos momentos del tiempo por toda clase de perturbaciones). Dadas tales perturbaciones a corto plazo[9], no deberíamos encontrar evidencia que apoye la proposición (1) según se estableció originalmente. Sin embargo, si promediamos las tasas de crecimiento de cada país durante períodos de tiempo largos, esas fluctuaciones quedarán suavizadas de modo que se parecerán más a las que se den en el largo plazo. Entonces, la versión débil de (P1) sugiere que las tasas medias de crecimiento de la renta total deberían ser menos variables que las tasas medias de crecimiento de la renta *per cápita*. El Gráfico 2 representa las tasas de crecimiento de los dos tipos de renta para distintos países (promediada en el período 1965-87) respecto a sus niveles de renta *per cápita* de 1987. La línea recta horizontal (a una tasa de crecimiento del PNB del 3,94%) muestra la situación ideal donde (P1) se cumple con exactitud. Una simple observación visual del gráfico indica que existe menor variabilidad en las tasas de crecimiento del PNB total que en las tasas *per cápita*[10]. Para comprobar esta observación, hemos calculado los coeficientes de variación (CV) de esas dos tasas de crecimiento con los datos descritos por los Gráficos 1 y 2 y hemos encontrado que el CV de las tasas de crecimiento de la renta total (=0,58 para la definición $g_y \equiv \ln((1+g_N)(1+g_y))$ y 1,28 para la definición $g_y \equiv (1+g_N)(1+g_y)-1$) es menor de hecho que el CV de las tasas de crecimiento de la renta *per cápita* (=1,35). Por tanto, la implicación (2) se ve avalada por los datos.

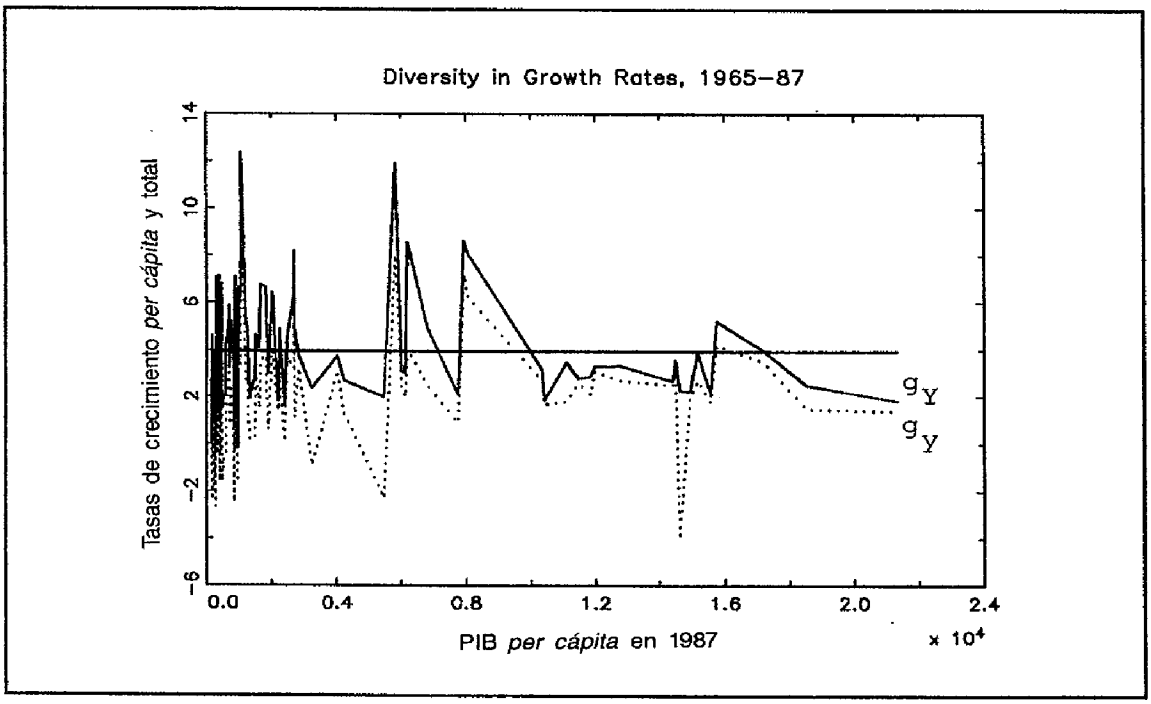
Debido a las imperfecciones de los mercados de capitales en el mundo real, no es sorprendente encontrar que los datos sólo proporcionen una confirmación «aproximada» de las implicaciones (1) y (2) y, por tanto, de (P1). Como la perfecta movilidad del capital es una condición previa de (P1), deberíamos esperar que esas implicaciones obtu-

[9] No importa si esas perturbaciones son específicas de un país concreto, ya que se terminarán diluyendo entre los restantes países mediante los flujos internacionales de capital.

[10] La proposición sugiere que deberíamos mirar las tasas de crecimiento del PIB en vez de las del PNB. Sin embargo, el Informe sobre el Desarrollo Mundial de 1989 presenta solamente cifras del PNB. Sospechamos que las tasas de crecimiento del PIB y del PNB no deberían ser muy diferentes cuando se contempla un horizonte temporal suficientemente largo.

viesen una apoyo más fuerte si utilizásemos una muestra de países con menores restricciones a los flujos de capital. No obstante, esta hipótesis es difícil de contrastar debido a problemas con los datos: las estadísticas del Fondo Monetario Internacional (FMI) sobre «Restricciones a los Pagos Asociados a las Transacciones de Capital» —que uno podría usar como *proxies* de los controles de capital— no tienen en cuenta los grados de intensidad de dichas restricciones[11].

GRAFICO 2
VARIABILIDAD RELATIVA DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO DE LAS RENTAS TOTAL Y *PER CAPITA*, 1965-87 (%)



Fuente: La misma del Gráfico 1.

3. EL PAPEL DE LA IMPOSICION INTERNACIONAL

Existen diferencias internacionales muy fuertes en los tipos impositivos sobre las rentas del capital. Mendoza, Razin y Tesar (1993) han obtenido series temporales de los tipos impositivos efectivos sobre las rentas del capital para los siete países más industrializados, basándose en los pagos por impuestos recogidos en las cuentas nacionales de esos

[11] Una alternativa a la contrastación de la implicación (2) de (P1) es observar los países que han experimentado recientemente una liberalización de los flujos de capital y comparar la variabilidad de las tasas de crecimiento de sus rentas antes y después de la liberalización.

países[12]. Dicho análisis empírico sugiere que esos tipos impositivos son aproximaciones útiles que distorsionan las decisiones de agentes optimizadores en modelos macroeconómicos dinámicos. El Cuadro 2 presenta esos tipos para los países del G-7 en el período 1965-88. El cuadro muestra una gran diversidad en los tipos impositivos en el tiempo y entre países. Por ejemplo, en el año 1988, Francia y Alemania eran los países con impuestos más bajos ya que sus tipos eran del 24,2% y del 25,6%, respectivamente. Japón y el Reino Unido ocupaban las primeras posiciones, con tipos impositivos del 56,3% y del 59,0%, respectivamente. Entre otros, Japón ha experimentado también un marcado incremento de los tipos impositivos, desde un 20,4% en 1965 hasta un 56,3% en 1988.

CUADRO 2

TIPOS IMPOSITIVOS SOBRE LAS RENTAS DEL CAPITAL (en porcentaje)

	Estados Unidos	Reino Unido	Francia	Alemania	Italia	Canadá	Japón
1965	37,2	39,3		20,7		35,3	20,4
1966	39,0	42,4		21,1		36,0	19,5
1967	42,3	47,0		20,5		39,4	19,6
1968	39,2	47,2		20,7		41,3	20,0
1969	46,6	48,6		23,6		46,4	20,9
1970	49,2	55,8	17,0	20,6		45,3	22,3
1971	42,7	51,1	16,1	29,9		44,0	24,0
1972	43,7	48,1	16,8	22,8		44,7	25,3
1973	42,8	45,9	17,4	25,4		41,2	30,2
1974	47,0	67,3	19,8	26,6		42,3	34,9
1975	45,2	70,5	20,2	25,7		43,9	29,6
1976	42,8	60,5	24,1	25,6		41,6	29,6
1977	44,7	50,8	23,3	28,3		42,5	31,2
1978	43,3	49,7	21,8	27,6		39,5	33,2
1979	44,4	53,1	23,1	27,4		36,5	33,1
1980	46,9	64,2	27,3	29,3	20,3	37,6	36,0
1981	44,9	74,2	28,4	29,1	22,9	39,9	38,1
1982	47,1	70,7	29,4	27,9	25,4	40,8	39,0
1983	39,8	61,5	28,6	26,3	27,2	37,2	41,5
1984	38,4	62,7	28,2	26,6	26,4	35,6	43,1
1985	39,2	61,6	27,2	28,1	25,3	35,9	43,6
1986	39,7	63,1	26,0	26,2	28,0	39,9	46,2
1987	42,2	60,1	26,8	25,1	27,4	40,8	53,0
1988	40,7	59,0	25,6	24,2	27,5	39,6	56,3

Fuente: Estimaciones de los autores según se describe en el texto.

[12] Los tipos impositivos representan la diferencia entre las rentas del capital antes y después de impuestos, dividida entre las rentas del capital antes de impuestos. La diferencia entre las rentas del capital antes y después de impuestos incluye, además de los impuestos sobre las rentas del capital pagados por los hogares, los impuestos sobre las rentas del capital pagados por las empresas, todos los impuestos sobre las propiedades inmobiliarias pagados por los hogares y por otros agentes, y los ingresos obtenidos de impuestos específicos sobre las transacciones financieras y de capital. La renta del capital antes de impuestos, que sirve como base del impuesto, es igual a la producción bruta valorada a los precios percibidos por los productores menos la suma del consumo intermedio, la remuneración de los asalariados, el consumo de capital fijo y los impuestos indirectos netos de subvenciones.

Con flujos internacionales de capital, las rentas del capital obtenidas del exterior pueden estar sujetas a dos jurisdicciones impositivas distintas. Por tanto, la posibilidad de doble imposición es real y tiene implicaciones tanto para la dirección como para la magnitud de los flujos de capital entre países. De forma más específica, cuando el capital es móvil, la elección del principio de imposición internacional y de los tipos impositivos que graven las rentas del capital obtenidas por residentes y no residentes en el propio país y en países extranjeros afectará a (i) las tasas de rendimiento del capital después de impuestos ($\bar{r}$) e, indirectamente, a (ii) las tasas de crecimiento del consumo *per cápita* y de la población (g_C y g_N) entre países.

La relación entre (i) e (ii) puede obtenerse de la familiar condición marginal para la elección intertemporal del consumo ajustada por impuestos sobre el capital: $RMSI_{t-1,t} = 1 + \bar{r}_t$, donde $RMSI_{t-1,t}$ es la relación marginal de sustitución intertemporal entre el consumo en el período t—1 y el consumo en el período t. Si las preferencias son isoelásticas en el consumo y las personas son altruistas una respecto de otra (véase más adelante una expresión explícita de preferencias isoelásticas), podemos reescribir la condición anterior como $(1+g_{Ct})^{\sigma}\ (1+g_{Nt})^{1-\zeta} = \beta(1+\bar{r}_t)$, donde $\sigma(>0)$ es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal en el consumo, $\xi(\leq 1)$ es un parámetro de altruismo y β es el factor de descuento subjetivo. Centrándonos en la senda de crecimiento equilibrado donde las tasas de crecimiento son constantes, la producción y el consumo *(per cápita)* crecen a la misma tasa y (P1) se cumple . Haciendo el *ratio* entre las tasas de crecimiento en los dos países (A y B) obtenemos, tras algunos pasos:

$$\frac{1-\bar{r}^A}{1-\bar{r}^B} = \left[\frac{1+g_y^A}{1+g_y^B}\right]^{\zeta-(1-\sigma)}$$

Esta igualdad se cumple para $\zeta \neq 1-\sigma$ (el caso especial en que $\zeta = 1-\sigma$ no se considerará en este trabajo).

La fórmula anterior muestra cómo los impuestos sobre las rentas del capital pueden afectar a las tasas relativas de crecimiento de la renta a través de las tasas de rendimiento del capital después de impuestos (las $\bar{r}$). A estas alturas, el lector puede sufrir la tentación de pensar que las restricciones de ausencia de arbitraje forzarán a que las $\bar{r}$ se igualen en los distintos países cuando existe perfecta movilidad del capital, generando convergencia en las tasas de crecimiento de la renta *per cápita* y

total. En realidad, este razonamiento solamente es cierto bajo el principio impositivo de gravamen en la fuente (o territorial), mediante el cual todos los tipos de renta que se generan en el país se gravan uniformemente con independencia del lugar de residencia de los perceptores de esas rentas. Bajo el principio alternativo de residencia (o mundial), a los residentes en un país se les grava uniformemente toda su renta mundial con independencia de dónde se encuentren las fuentes de esas rentas, mientras que la renta que perciben los no residentes en el país y que se originó en dicho país no queda gravada. En este caso, rentas con fuente interna o exterior reciben dentro de cada país el mismo tratamiento impositivo, pero reciben un tratamiento impositivo asimétrico entre países si diferentes países tienen tipos impositivos distintos sobre las rentas del capital. Asimetría en las $\bar{\tau}$ implica, por tanto, asimetría en las tasas de crecimiento.

La fórmula también indica que bajo el principio impositivo de residencia, tipos impositivos distintos pueden tener efectos diferentes sobre el crecimiento de la renta *per cápita* y de la población. Aunque el vínculo no es tan directo, podemos relacionar esta dicusión con el *trade-off* entre cantidad y calidad de los hijos a la manera de Becker y Lewis (1973). En particular, cuando la gente presenta un sesgo hacia la calidad (reflejada en su consumo o calidad de vida) más que hacia la cantidad de hijos ($\zeta<1-\sigma$), el país con un tipo impositivo sobre el capital más elevado presentará un crecimiento más rápido en la renta *per cápita* y más bajo en la población. Lo contrario sucede cuando $\zeta>1-\sigma$. La intuición que se halla detrás de estos resultados es que cuando los impuestos sobre el capital son relativamente altos, la inversión en capital físico se vuelve menos atractiva. La gente sustituirá entonces inversión por calidad o cantidad de hijos como una forma alternativa de ahorrar. El crecimiento de la población se verá estimulado cuando haya más gente con un sesgo hacia la cantidad de hijos, mientras que —por el contrario— el crecimiento de la renta y el capital humano aumentarán cuando la gente prefiera mayor calidad de los hijos.

Los resultados de (P2) dependen de la estructura impositiva internacional y del sesgo en la preferencia relativa de los padres entre cantidad y calidad de los hijos. Para determinar si en realidad es más probable que las tasas de crecimiento converjan o diverjan cuando existen diferentes tipos impositivos sobre las rentas del capital, el Cuadro 3 (tomado del cuadro 2.1 de Frenkel, Razin y Sadka, 1991) muestra los distintos regímenes impositivos existentes en los principales países

industriales para ver qué principio de imposición internacional es más popular en esos países (en lo que hace tanto a personas físicas como a sociedades). En el cuadro, una R indica principio de residencia y una S indica principio de la fuente.

CUADRO 3
IMPOSICION DE LAS RENTAS DE CAPITAL CON FUENTE EN EL EXTERIOR

	Personas Físicas		Sociedades	
País	Tipo impositivo máximo (%)	Principio Dominante	Tipo impositivo máximo (%)	Principio Dominante
Bélgica	55	R	43	S
Dinamarca	68	R	50	R (con crédito)
Francia	53	R	39	S
Alemania	56	R	56	R (con deducción)[a]
Grecia	50	R	35	R (con crédito)
Irlanda	50	R	43	R (créd. o deduc.)
Italia	50	R	46	R (con crédito)[b]
Luxemburgo	56	R	36	R (con crédito)
Holanda	72	R	36	R (créd. o deduc.)
Portugal	40	R	36	R (con crédito)
España	56	R	35	R (con crédito)
Reino Unido	60	R	35	R (con crédito)
Canadá	42-49[c]		38	
Japón	50		42	
Estados Unidos	28-38[d]	R	34	R (con crédito)

Fuentes: L. Bovenberg y G. Kopits, «Harmonization of Taxes on Capital Income and Commodities in the European Community», FMI, octubre 1989, y *Individual Taxes: Worldwide Summary, Price Waterhouse*, 1989.
[a] El principio de la fuente se aplica cuando existen tratados impositivos y participaciones sustanciales en empresas extranjeras.
[b] Con devolución del exceso de crédito en los impuestos pagados en el extranjero.
[c] Incluyendo impuestos provinciales.
[d] Incluyendo impuestos estatales.

Es evidente que el principio impositivo dominante en el mundo es el principio de residencia. La popularidad del principio impositivo basado en la residencia del perceptor de las rentas puede explicarse por sus implicaciones sobre la eficiencia en la producción, la eficiencia en el sentido de Ramsey (segundo óptimo) y la neutralidad en la exportación de capital[13]. De la proposición (P2) podemos concluir entonces que la asimetría existente entre países en la imposición sobre el capital es una explicación plausible de la diversidad en las tasas de crecimiento. Un examen más profundo de la relación entre impuestos sobre el capital, por un lado, y tasas de crecimiento de la renta y de la pobla-

[13] Véase Frenkel, Razin y Sadka (1991) o Razin y Yuen (1992) para una discusión de esas implicaciones del principio de residencia.

ción, por otro, sugiere que la desigualdad $\zeta>1-\sigma$ parece aplicarse a la situación real en esos países. En otras palabras, tipos impositivos bajos sobre las rentas del capital tienden a estar asociados con crecimientos más rápidos de la renta *per cápita* y menores crecimientos de la población. Este fenómeno también queda revelado por los resultados de la calibración que se efectúa posteriormente.

4. EL MODELO PARAMETRICO

En esta sección vamos a revisar brevemente el marco analítico de Razin y Yuen (1992). El modelo se parametrizará y calibrará con datos del mundo real, para posteriormente simularlo de cara a poder evaluar en la siguiente sección los efectos de diferentes estructuras impositivas y de diferentes restricciones a los flujos de capital sobre las tasas de crecimiento a largo plazo en distintos países.

Consideramos un modelo dinástico con dos países que tienen cada uno de ellos N_t^i agentes idénticos y racionales en cada período t (i=A,B; t=0,1,2,...) y que presenta dos fuentes de crecimiento (capital humano y población), movilidad del capital, mercados competitivos y sin fricciones, y ausencia de coordinación de políticas a nivel internacional. El agente típico se preocupa solamente de su propio consumo c_t^i y de la población de su país N_t^i. Sus preferencias isoelásticas vienen dadas por:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (N_t^i)^{\zeta} \left[\frac{(c_t^i)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right]$$

donde β es el factor subjetivo de descuento, ζ es un parámetro de altruismo y σ es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal en el consumo.

Cada miembro de un hogar tiene una dotación de tiempo igual a una unidad, posee h_t^i capital humano y S_t^i/N_t^i capital físico procedente del período t—1 (dado un capital físico S_t^i/N_t^i en el período t=0) y recibe una transferencia de suma fija de su gobierno en cada período t por valor de T_t^i/N_t^i. El/ella puede repartir su unidad de tiempo entre trabajar (n_t^i), aprender en el colegio (e_t^i) y criar niños (v_t^i). También debe asignar el capital físico entre utilizarlo como factor en la producción de bienes finales ($\eta_t^i S_t^{ii}/N_t^i$) o en la formación de capital humano ($K_{ht}^i = (1-\eta_t^i) S_t^{ii}/N_t^i$). Además debe decidir cuánto capital trasladar al siguien-

te período (S^i_{t+1}) y dónde localizar esa inversión —en el propio país (S^{ii}_{t+1}) o en el extranjero (S^{ij}_{t+1}).

La dinámica de las dos fuentes de crecimiento se determina de la siguiente forma. La actividad de criar niños da origen al crecimiento de la población:

$$N^i_{t+1} = D(v^i_t)^{\alpha} N^i_t + (1—\delta_N)N^i_t$$

donde D y α son, respectivamente, el coeficiente de fertilidad y el parámetro de productividad, mientras que δ_N es la tasa de mortalidad. La actividad de aprendizaje en el colegio contribuye al crecimiento del *stock* de capital humano:

$$h^i_{t+1} = B(K^i_{ht})^{\gamma} (e^i_t h^i_t)^{1—\gamma} + (1+\delta_h)h^i_t$$

donde B es el coeficiente de producción de conocimiento, γ la proporción del factor capital físico y δ_h la tasa de depreciación del capital humano.

Para financiar sus gastos G^i_t y sus transferencias T^i_t (que vamos a considerar exógenos) cada gobierno utiliza cinco tipos de impuestos distorsionadores sobre el consumo interno (τ^i_{Ct})[14], sobre las rentas del trabajo interno (τ^i_{Wt}), sobre las rentas de capital procedentes de una fuente interna que perciben los residentes (τ^i_{rDt}), sobre las rentas de capital procedentes de una fuente externa que perciben los residentes pero netas de impuestos pagados al gobierno extranjero (τ^i_{rFt}) y sobre las rentas de capital que obtienen en el interior los no residentes (τ^i_{rNt}). Existen deducciones por depreciación en los impuestos sobre el capital. El presupuesto del gobierno está equilibrado cada período.

La producción final se obtiene utilizando como factores productivos el capital físico (K^i_{yt}) —proporcionado desde el interior del país ($\eta^i_t S^{ii}_t/N^i_t$) y, si existen flujos de capital hacia el interior, importado desde fuera (S^{ij}_t)— y el trabajo efectivo total ($H^i_t = N^i_t n^i_t h^i_t$) mediante una tecnología Cobb-Douglas. En consecuencia, la producción interior bruta viene dada por:

$$Y^i_t = A(K^i_{yt})^{\varepsilon} (H^i_t)^{1—\varepsilon}$$

[14] Los impuestos sobre el consumo no se consideraron en Razin y Yuen (1992). Ahora los vamos a incorporar porque los Estados Unidos y el G-6 difieren fundamentalmente en los tipos impositivos del Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA). Tener en cuenta esos impuestos nos puede ayudar a calibrar mejor nuestro modelo.

donde A es el coeficiente de productividad y ε es la proporción que la remuneración del capital supone sobre la producción. Como los recursos totales pueden gastarse en consumo e inversión públicos y privados, las restricción de recursos en el país i puede ser la siguiente:

$$N_t^i\, c_t^i + S_{t-1}^i - (1-\delta_K)S_t^i + G_t^i = PNB_t^i$$

donde PNB_t^i es la suma de Y_t^i y de las rentas netas del capital procendentes del exterior, $[(1-\tau^j_{rNt})(r_t^i-\delta_K) + \delta_K]S_t^{ij} - [(1-\tau^i_{rNt})(r_t^i-\delta_K) + \delta_K]$ S_t^{ji}, mientras que r_t^i es la tasa de rendimiento del capital físico y δ_K su tasa de depreciación.

5. CALIBRACION Y SIMULACIONES

En el apéndice se presenta el conjunto de ecuaciones que describen el equilibrio con crecimiento de estado estacionario. Esas ecuaciones se utilizan para calibrar y simular el modelo de manera similar a como se realiza en Lucas (1990a). Imaginemos que los Estados Unidos y el resto de países que forman el G-6 estuvieron creciendo situados en sus sendas de crecimiento equilibrado en el período 1965-87. En esas condiciones, escogemos valores para los parámetros (β, σ, ζ, α, ε, γ, δ_h, δ_N, A, B, D), para las asignaciones (c^i, n^i, e^i, η^i, S^{ii}, S^{ij}, N^Bh^B/N^Ah^A), para las tasas de crecimiento (g_h^i, g_N^i) y para las variables de política económica (g^i, T^i, τ_C^i, τ_W^i, τ_{rD}^i, τ_{rF}^i, τ_{rN}^i) de modo que los valores teóricos de equilibrio de esas variables se ajusten tanto como sea posible a sus valores medios de largo plazo obtenidos de los datos reales. Los datos sobre niveles y tasas de crecimiento a largo plazo se han extraído principalmente del Informe sobre el Desarrollo Mundial de 1989 y los datos sobre los tipos impositivos se obtuvieron de Mendoza, Razin y Tesar (1993). Algunos de los valores de los parámetros se han obtenido de estudios empíricos previos. Otros parámetros sobre cuyos valores existe menor evidencia empírica junto con algunas de las variables que carecen de contrapartidas empíricas directas se trataron como incógnitas y se «estimaron» a partir de las ecuaciones de estado estacionario. En el caso que vamos a consierar de referencia, hemos supuesto movilidad perfecta del capital y principio de residencia en la imposición internacional sobre el capital (dado que la mayoría de los países del G-7 siguen el principio de residencia). En el Cuadro 4 resumimos los valores de

referencia de los parámetros y los valores iniciales de las variables de política.

CUADRO 4
RESUMEN DE LOS VALORES DE REFERENCIA

Valores iniciales de estado estacionario			
Producción *per cápita* en Estados Unidos (EEUU)	y^A	1,000	(1,000)
Producción *per cápita* en el G-6	y^B	1,050	(0,725)
Ratio consumo-producción en EEUU	C^A/Y^A	0,650	(0,660)
Ratio consumo-producción en G-6	C^B/Y^B	0,660	(0,588)
Ratio capital-producto en EEUU	K^A/Y^A	1,795	
Ratio capital-producto en G-6	K^B/Y^B	1,751	
Ratio del flujo neto de capital desde G-6 a EEUU (=déficits por c/c en EEUU) sobre la producción en EEUU	S^{AB}/Y^A	—0,035	(—0,035)
Fracción de capital en la producción de bienes (EEUU)	η^A	0,690	
Fracción de capital en la producción de bienes (G-6)	η^B	0,714	
Fracción de tiempo en la producción de bienes (EEUU)	n^A	0,409	
Fracción de tiempo en la producción de bienes (G-6)	n^B	0,430	
Idem. en la producción de capital humano (EEUU)	e^A	0,376	
Idem. en la producción de capital humano (G-6)	e^B	0,401	
Tasa de crecimiento de la población (EEUU)	g_N^A	0,013	(0,010)
Tasa de crecimiento de la población (G-6)	g_N^B	0,008	(0,006)
Tasa de crecimiento de la renta *per cápita* (EEUU)	g_y^A	0,018	(0,015)
Tasa de crecimiento de la renta *per cápita* (G-6)	g_y^B	0,023	(0,028)
Valores iniciales de las variables de política económica			
Proporción del gasto público sobre el producto (EEUU)	G^A/Y^A	0,200	(0,210)
Proporción del gasto público sobre el producto (G-6)	G^B/Y^B	0,200	(0,176)
Ratio impuestos de suma fija sobre producto (EEUU)	T^A/Y^A	0,243	
Ratio impuestos de suma fija sobre producto (G-6)	T^B/Y^B	0,168	
Tipo impositivo sobre el consumo (EEUU)	τ_C^A	0,320	(0,050)
Tipo impositivo sobre el consumo (G-6)	τ_C^B	0,130	(0,014)
Tipo impositivo sobre la renta laboral (EEUU)	τ_W^A	0,240	(0,240)
Tipo impositivo sobre la renta laboral (G-6)	τ_W^B	0,303	(0,300)
Tipo impositivo sobre las rentas del capital internas percibidas por los residentes en EEUU	τ_{rD}^A	0,300	(0,300)
Tipo impositivo sobre las rentas del capital internas percibidas por los residentes en G-6	τ_{rD}^B	0,290	(0,290)
Tipo impositivo sobre las rentas del capital externas percibidas por los residentes en EEUU	τ_{rF}^A	0,300	(0,300)
Tipo impositivo sobre las rentas del capital externas percibidas por los residentes en G-6	τ_{rF}^B	0,290	(0,290)
Tipo impositivo pagado en EEUU por los residentes en G-6 por las rentas de capital obtenidas en EEUU	τ_{rN}^A	0,000	(0,000)

CUADRO 4 (CONTINUACION)
RESUMEN DE LOS VALORES DE REFERENCIA

Valores iniciales de las variables de política económica			
Tipo impositivo pagado en G-6 por los residentes en EEUU por las rentas de capital obtenidas en G-6	τ^{B}_{rN}	0,000	(0,000)
Valores de los parámetros de la función de producción			
Participación del capital en la producción de bienes	ε	0,250	
Participación del capital en la producción de capital humano	γ	0,165	
Parámetro de fertilidad	α	1,000	
Tasa de depreciación del capital físico	δ_K	0,050	
Tasa de depreciación del capital humano	δ_h	0,080	
Tasa de mortalidad	δ_N	0,009	
Coeficiente de la producción de bienes	A	1,848	
Coeficiente de la producción de capital humano	B	0,245	
Coeficiente de fertilidad	D	0,104	
Valores de los parámetros de preferencias			
Factor de descuento subjetivo	β	0,912	
Inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal	σ	0,398	
Parámetro de altruismo	ζ	0,956	

Nota: las cifras entre paréntesis son datos reales de largo plazo obtenidos como una media entre 1965-87 para el G-7, mientras que todas las demás cifras se han calibrado para ajustarse en lo posible a los datos a la vez que satisfacen las ecuaciones de estado estacionario.

No vamos a entrar en los detalles de nuestra elección de los valores de los parámetros y de las variables de política económica, porque obtuvimos solamente un éxito parcial al calibrar nuestro modelo con los datos disponibles y tras una experimentación prolongada. Como es evidente al comparar las cifras del Cuadro 4 con los datos reales, existen al menos tres aspectos de los datos que los valores de nuestro modelo no logran replicar: (a) la renta *per cápita* debería ser menor en el G-6 que en los Estados Unidos, (b) las proporciones sobre la producción tanto del consumo público como del privado deberían ser menores en el G-6 que en los Estados Unidos, y (c) el tipo impositivo sobre el consumo debería ser mucho más alto en el G-6 que en los Estados Unidos[15]. La razón para estas discrepancias es obvia: los movimientos de capital entre los Estados Unidos y el G-6 *no* son libres al 100%. En lo que sigue, se invita al lector si así lo desea a interpretar lo que nosotros

[15] Tampoco parece que las proporciones que el capital y los pagos por transferencias suponen sobre la producción se ajusten demasiado bien a los datos. Así, los ratios K/Y y T/Y del Cuadro 4 se han escogido para que el primero de ellos satisfaga la restricción de recursos, mientras que el segundo se eligió para que satisficiera la restricción presupuestaria del gobierno.

llamamos Estados Unidos y G-6 simplemente como dos economías artificiales. Los experimentos hipotéticos que describimos más adelante servirán entonces como una ilustración de los efectos cuantitativos potenciales de la movilidad del capital en un entorno artificial (pero que esperamos se halle suficientemente próximo al mundo real).

Nuestro primer experimento examina el papel de la movilidad del capital. El experimento consiste en pasar de un estado donde los flujos de capital entre países son perfectamente móviles a un estado donde dichos flujos desaparecen. Los equilibrios en autarquía se computan separadamente para los dos países bajo los mismos parámetros y valores de políticas económicas que en el caso de libertad de movimientos de capital, suponiendo que los impuestos o subvenciones de suma fija se utilizan para reequilibrar los presupuestos del gobierno en ausencia de ingresos impositivos procedentes del gravamen de rentas del capital que tienen su fuente en el exterior.

Los efectos de los controles de capital sobre las tasas de crecimiento y los diferenciales en las PMK son intuitivamente claros. Como indican las cifras de las primeras columnas en los cuatro paneles de que consta el Cuadro 5, eliminar la movilidad del capital conduce a una mayor diversidad entre países en las tasas de crecimiento y en las tasas de rendimiento del capital físico. Sin flujos de capital, los rendimientos antes de impuestos (r) son ahora diferentes entre países ($\Delta r>0$), además de las diferencias en los rendimientos después de impuestos ($\tilde{r}$). No es sorprendente que las divergencias en las tasas de crecimiento de la población y de la renta *per cápita* se amplíen. La tasa de crecimiento de la población aumenta en los Estados Unidos desde un 1,30% hasta un 1,37% y cae en el G-6 desde 0,83% hasta 0,79%, generando un incremento en el diferencial existente en la tasa de crecimiento de la población desde el 0,47% hasta el 0,58%. Por otra parte, el crecimiento de la renta per cápita cae en los Estados Unidos desde el 1,80% al 1,66% y sube desde el 2,28% al 2,35% en el G-6. El diferencial en las tasas de crecimiento de la renta *per cápita* sufre por tanto un aumento desde el 0,48% hasta el 0,69%. Cuando existen controles de capital, la proposición (P1) no se cumple. Así, las tasas de crecimiento de la renta total divergen desde una tasa uniforme del 3,12% bajo movilidad del capital hasta 3,05% en los Estados Unidos y 3,16% en el G-6. Al perder la oportunidad de canalizar sus ahorros hacia el exterior, el G-6 los dedica de nuevo a producción interna, causando una elevación tanto en el nivel como en la tasa de crecimiento del PIB *per cápita* a largo plazo. Lo contrario ocurre en los Estados Unidos, que era el país importador de capital antes de la

imposición de controles de capital. Los niveles de bienestar de estado estacionario bajo los dos regímenes de movilidad del capital (y, por tanto, la pérdida de bienestar resultante de eliminar los flujos de capital) dependen de los niveles en el estado estacionario de las variables que se utilizan para normalizar (los *stocks* de capital humano en los dos países), los cuales no pueden determinarse unívocamente en modelos de crecimiento endógeno como el nuestro sin derivar la dinámica de transición al nuevo estado estacionario. Sin llevar a cabo este ejercicio, podemos estar seguros —sin embargo— de que las restricciones a los movimientos de capital originarán pérdidas de bienestar para ambos países, puesto que se observa que la autarquía es siempre factible pero no es elegida por los agentes de ambos países cuando se encuentran en el equilibrio con movilidad perfecta de capitales.

CUADRO 5

REFORMAS IMPOSITIVAS SOBRE LAS RENTAS DEL CAPITAL CON Y SIN MOVILIDAD DEL CAPITAL

Movilidad Perfecta del Capital: (a) Reforma en Estados Unidos											
g_N^A	g_N^B	Δg_N	g_y^A	g_y^B	Δg_y	g_y^A	g_y^B	Δg_y	Δr	$\Delta \bar{r}$	τ_r^A
1,300	0,830	—0,470	1,800	2,275	0,475	3,123	3,123	0,000	0,000	0,1829	30,000
1,305	0,835	—0,469	1,791	2,265	0,474	3,119	3,119	0,000	0,000	0,1818	29,999
1,309	0,840	—0,469	1,781	2,255	0,473	3,114	3,114	0,000	0,000	0,1816	29,998
1,314	0,845	—0,468	1,772	2,245	0,473	3,109	3,109	0,000	0,000	0,1814	29,997
1,318	0,850	—0,468	1,762	2,235	0,472	3,104	3,104	0,000	0,000	0,1812	29,996
Movilidad Perfecta del Capital: (b) Reforma en el G-6											
g_N^A	g_N^B	Δg_N	g_y^A	g_y^B	Δg_y	g_y^A	g_y^B	Δg_y	Δr	$\Delta \bar{r}$	τ_r^B
1,300	0,830	—0,470	1,800	2,275	0,475	3,123	3,123	0,000	0,000	0,1820	28,786
1,294	0,823	—0,471	1,813	2,288	0,475	3,130	3,130	0,000	0,000	0,1823	28,785
1,289	0,818	—0,471	1,822	2,298	0,476	3,135	3,135	0,000	0,000	0,1826	28,784
1,285	0,813	—0,472	1,831	2,308	0,477	3,140	3,140	0,000	0,000	0,1828	28,783
1,289	0,817	—0,471	1,823	2,299	0,476	3,136	3,136	0,000	0,000	0,1829	28,782
Ausencia de Movilidad del Capital: (c) Reforma en Estados Unidos											
g_N^A	g_N^B	Δg_N	g_y^A	g_y^B	Δg_y	g_y^A	g_y^B	Δg_y	Δr	$\Delta \bar{r}$	τ_r^A
1,370	0,793	—0,577	1,655	2,348	0,693	3,048	3,159	0,111	0,127	0,271	30,000
1,353	0,793	—0,560	1,696	2,348	0,652	3,072	3,159	0,087	0,313	0,254	29,000
1,335	0,793	—0,542	1,737	2,348	0,611	3,096	3,159	0,063	0,494	0,237	28,000
1,317	0,793	—0,524	1,778	2,348	0,570	3,119	3,159	0,040	0,670	0,221	27,000
1,300	0,793	—0,507	1,818	2,348	0,530	3,142	3,159	0,017	0,842	0,204	26,000
Ausencia de Movilidad del Capital: (d) Reforma en el G-6											
g_N^A	g_N^B	Δg_N	g_y^A	g_y^B	Δg_y	g_y^A	g_y^B	Δg_y	Δr	$\Delta \bar{r}$	τ_r^B
1,370	0,793	—0,577	1,655	2,348	0,693	3,048	3,159	0,111	0,127	0,271	28,786
1,370	0,779	—0,591	1,655	2,379	0,724	3,048	3,177	0,129	—0,020	0,284	28,000
1,370	0,761	—0,609	1,655	2,419	0,764	3,048	3,198	0,150	—0,202	0,300	27,000
1,370	0,743	—0,627	1,655	2,458	0,803	3,048	3,220	0,172	—0,379	0,316	26,000
1,370	0,726	—0,644	1,655	2,497	0,842	3,048	3,241	0,193	—0,552	0,332	25,000

Nota: (i) Todas las cifras son porcentajes (es decir, multiplicadas por 100). (ii) $\Delta x \equiv x^B - x^A$ para la variable x.

El segundo experimento muestra los efectos de cambios en los tipos impositivos sobre el capital. Entenderemos por una reforma impositiva sobre las rentas del capital la alteración del tipo impositivo sobre esas rentas junto a variaciones compensatorias en los impuestos de suma fija con el fin de mantener equilibrado el presupuesto público. Continuaremos suponiendo principio de residencia bajo movilidad del capital, de modo que en los dos primeros paneles del Cuadro 3 los impuestos, τ_r^i (i=A,B) se refieren tanto a la renta interna que perciben los residentes, τ_{rD}^i como a la renta externa que perciben los residentes, τ_{rF}^i (con la renta interna que perciben los no residentes τ_{rN}^i=0). En el caso de perfecta movilidad del capital (PMC) sólo vamos a considerar cambios impositivos muy pequeños, puesto que la complejidad y no linealidad de las ecuaciones no nos permiten usar nuestro método de resolución en el programa GAUSS si las desviaciones respecto del estado estacionario que queremos experimentar son algo mayores. Sin embargo, en el caso de ausencia de movilidad del capital (AMC) vamos a considerar cambios impositivos relativamente mayores por dos razones. Por un lado, la menor dimensión del equilibrio en autarquía nos permite considerar mayores cambios desde un punto de vista computacional. Además, los cambios en la tasa de crecimiento que resultan de una variación en el impuesto sobre el capital del mismo orden de magnitud de las usadas en el caso PMC son prácticamente inexistentes. Esto sugiere que los efectos sobre el crecimiento de los tipos impositivos sobre el capital son mucho mayores con movilidad del capital que sin ella: el efecto sobre el crecimiento de una variación de un uno por ciento en τ_r bajo AMC es aproximadamente similar al efecto de una variación en τ_r bajo PMC resultante de multiplicar 0,004 por un uno por ciento. Nótese también que existe una difusión desde un país a otro de los efectos sobre el crecimiento bajo PMC, pero modificaciones impositivas en un país no tendrán efectos sobre las tasas de crecimiento en el otro país bajo AMC. Al no haber considerado economías abiertas, la literatura reciente sobre crecimiento económico puede haber infraestimado sustancialmente los importantes efectos potenciales sobre el crecimiento debidos a cambios impositivos y a efectos difusión de las políticas internas a otros países.

Es preciso resaltar varios aspectos relativos a las implicaciones de las reformas sobre la imposición del capital en los dos países para el crecimiento de la población y de la renta y para la disparidad en esas tasas de crecimiento.

(1) Los efectos sobre el crecimiento de la población y de las rentas *per cápita* y total de una reducción en los tipos impositivos son asimétricos y no monotónicos en los Estados Unidos (el país con τ_r alto) y en el G-6 (el país con τ_r bajo) bajo PMC , pero pasan a ser simétricos y monotónicos bajo AMC. En el caso de PMC, mientras que una reducción en τ_r^A puede inicialmente estimular un incremento en g_N^A y una caída en g_y^A y g_y^A, esos cambios pueden cambiar de signo con una reducción impositiva adicional. Cambios en sentido opuesto ocurrirán en g_N^B, g_y^B y g_y^B como respuesta a una caída en τ_r^B. En el caso de AMC, g_N caerá y g_y y g_y aumentarán como consecuencia de una reducción en τ_r. Estos resultados aparentemente extraños pueden entenderse en términos de la respuesta de $\bar{r}$ a las modificaciones en τ_r. Recordemos que $\bar{r} = (1-\tau_r)(PMK-\delta_K)$. Como al reducirse τ_r, $1-\tau_r$ aumenta y PMK cae —debido al efecto estimulante que la reducción impositiva tiene sobre la acumulación de capital y a la productividad marginal decreciente—, entonces el efecto sobre $\bar{r}$ es ambiguo. Esto es una reminiscencia de la curva de Laffer, la cual puede ser multimodal en nuestro marco analítico. Los efectos diferenciales de las modificaciones impositivas sobre el crecimiento de la población (g_N) y la renta *per cápita* (g_y) son una consecuencia de la restricción que impusimos de partida ($\xi>1-\sigma$).

(2) Hay un movimiento conjunto positivo de las distintas tasas de crecimiento en los Estados Unidos y en el G-6 bajo PMC. Esto es debido a que ambos países se enfrentan a las mismas oportunidades de inversión (en capital físico) bajo movilidad del capital y principio de residencia. En el caso de AMC tales movimientos conjuntos desaparecen, debido a la ausencia de efectos difusión de las políticas.

(3) Los diferenciales en las tasas de crecimiento Δg_N, Δg_y y Δg_y no necesariamente se van a estrechar si los tipos impositivos sobre el capital en los dos países tienden a acercarse. Esto no es una violación de la proposición (P2) porque (P2) sólo predice los signos pero no los tamaños de esos diferenciales. De hecho, tales diferencias en las tasas de crecimiento no quedarán eliminadas aunque los dos países tengan tipos impositivos sobre el capital idénticos ya que lo que importa realmente son las tasas de rendimiento del capital después de impuestos ($\bar{r}$) y no los propios tipos impositivos, y esas $\bar{r}$ no se igualarán porque los impuestos sobre el consumo y sobre la renta laboral son diferentes entre países.

En otro experimento (que no mostramos aquí) se cambió la regla impositiva internacional desde el principio de residencia al principio de

la fuente. En dicho experimento se confirman numéricamente los resultados teóricos de Razin y Yuen (1992). En particular, a pesar de existir asimetrías en la imposición sobre las rentas de capital entre países, sus tasas de crecimiento de la población y de las rentas total y *per cápita* son iguales. También lo son los rendimientos después de impuestos $\tilde{r}$, implicando eficiencia en la asignación del ahorro mundial. Sin embargo, las ineficiencias en la producción y en el sentido de Ramsey presentes en el principio de la fuente generan pérdidas de bienestar cuando se le compara con el principio de residencia.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos encontrado evidencia que avala algunos resultados teóricos sobre la convergencia en las tasas de crecimiento a largo plazo de la población, de la renta *per cápita* y de la renta total bajo movilidad del capital e imposición global. En particular, hemos encontrado que, en presencia de movilidad del capital, (1) las tasas de crecimiento a largo plazo de la renta total tienden a converger entre países, (2) las tasas de crecimiento de la población y de la renta *per cápita* están correlacionadas negativamente entre países, (3) las tasas de crecimiento de la renta total son menos variables que las tasas de crecimiento de la renta *per cápita,* y (4) la asimetría internacional en los tipos impositivos sobre las rentas del capital —junto con el principio de residencia— pueden ser una fuente importante de diferencias en el crecimiento *per cápita* entre países. Se han efectuado simulaciones para evaluar los efectos cuantitativos de modificar el grado de movilidad del capital y los tipos impositivos sobre las rentas del capital. Nuestros resultados numéricos muestran que aunque los efectos de liberalizar los flujos de capital sobre el crecimiento a largo plazo pueden no ser tan grandes, los efectos de cambios impositivos se pueden ver tremendamente amplificados por los flujos de capital entre países y la interdependencia de políticas a nivel internacional.

Habiendo presentado estas buenas noticias (al menos en lo que respecto a la integración entre la teoría y los datos), permítasenos subrayar la cautela con que deben considerarse estos resultados basados en un análisis preliminar (de naturaleza fundamentalmente exploratoria) e incompleto. Al igual que ha sucedido en otros ejercicios de calibración en la literatura previa, no hemos tenido éxito en el ajuste de

todos los aspectos relevantes de nuestro modelo a los datos del mundo real. La incorporación de algunas formas de controles de capital que existen en la realidad dentro del marco teórico podría ser de ayuda en dicha tarea. La estimación econométrica de los parámetros desconocidos puede reducir el grado de arbitrariedad que supone la calibración. Si nuestro propósito al llevar a cabo tales experimentos es entender mejor los efectos de diversos factores que afectan al crecimiento y al desarrollo, también querríamos ampliar la muestra de países y considerar quizá los países subdesarrollados frente a los desarrollados (que son economías poco parecidas) en vez de los Estados Unidos frente al grupo G-6 (que son economías más parecidas). En relación a los experimentos de política económica, existen algunos no tratados aquí que son de interés, como una reforma en la imposición sobre el consumo, en la imposición sobre la renta laboral, o el control de la población, con y sin coordinación internacional de políticas. También será importante calcular la dinámica de la transición hacia el estado estacionario para la evaluación de los efectos de los cambios en la política económica tanto a corto como a largo plazo y para evaluar sus efectos sobre el bienestar. Esperamos que nuestro trabajo sirva como un primer paso que ayude a llevar a cabo investigaciones más serias en el área de la interacción entre políticas y crecimiento en economías abiertas.

APENDICE: Crecimiento en el equilibrio de estado estacionario

Como queremos analizar los efectos a largo plazo de cambios en impuestos y en la movilidad del capital, nos centraremos solamente en el estado estacionario. A lo largo de la senda de crecimiento equilibrado, las asignaciones del tiempo disponible (n, e, v), la asignación de capital entre sectores η^i, los tipos impositivos (τ^i_C, τ^i_W, τ^i_{rD}, τ^i_{rF}, τ^i_{rN}) y las tasas de crecimiento (g^i_h, g^i_N) son constantes. Las siguientes variables obtenidas como *ratios,* también serán invariantes en el tiempo:

$$c^i = \frac{\overline{c^i_t}}{h^i_t}, \quad S^{ii} = \frac{\overline{S^{ii}_t}}{N^i_t h^i_t}, \quad S^{ij} = \frac{\overline{S^{ij}_t}}{N^i_t h^i_t}, \quad k^i_h = \frac{\overline{k^i_{ht}}}{h^i_t}, \quad G^i = \frac{\overline{G^i_t}}{N^i_t h^i_t}, \quad T^i = \frac{\overline{T^i_t}}{N^i_t h^i_t}, \quad y^i = \frac{\overline{y^i_t}}{N^i_t h^i_t}.$$

Podemos, por tanto, obtener las siguientes ecuaciones, análogas para el estado estacionario a las ecuaciones (7)—(10), (2), (3), (4)', y (5).

$$\frac{n^i}{e^i} = \frac{1-\beta^i(1-\gamma R_h^i)}{\beta^i(1-\gamma)R_h^i},$$

$$\beta^i(1+\tau_C^i)\, c^i \left(\frac{\xi}{1-\sigma}-1\right)\left(\frac{\alpha R_N^i}{1-n^i-e^i}\right) = (1+\tau_W^i)(1-\varepsilon)\left(\frac{y^i}{n^i}\right)$$

$$\left\{1-\beta^i\left[1+\frac{\alpha R_N^i[(1-\gamma)n^i-\gamma e^i]}{(1-\gamma)(1-n^i-e^i)}\right]\right\},$$

$$(1-\tau_{rD}^i)\left(\frac{\varepsilon y^i}{k_y^i}-\delta_K\right) = \frac{(1+g_N^i)(1+g_h^i)}{\beta^i}-1 = (1-\tau_{rF}^i)(1-\tau_{rN}^i)\left(\frac{\varepsilon y^j}{k_y^j}-\delta_K\right),$$

$$g_h^i = B(k_h^i)^\gamma (e^i)^{1-\gamma} - \delta_h$$

$$g_N^i = D(N^i)^\alpha - \delta_N$$

$$c^i + [(1+g_N^i)(1+g_h^i) - (1-\delta_K)]\, S^i + G^i =$$

$$= y^i + \left[(1-\tau_{rN}^j)\left(\frac{\varepsilon y^j}{k_y^j}-\delta_K\right)+\delta_K\right] S^{ij} - \left[(1-\tau_{rN}^j)\left(\frac{\varepsilon y^j}{k_y^i}-\delta_K\right)+\delta_K\right] S^{ji}\left(\frac{N^i h^j}{N^i h^i}\right),$$

$$\tau_C^i c^i + \tau_W^i(1-\varepsilon)y^i + \left[\tau_{rD}^i S^{ii}\,\eta^i + \tau_{rN}^i S^{ij}\left(\frac{N^j h^j}{N^i h^i}\right)\right]\left(\frac{\varepsilon y^j}{k_y^i}-\delta_K\right) +$$

$$+ \tau_{rF}^i (1-\tau_{rN}^i) S^{ij}\left(\frac{\varepsilon y^j}{k_y^i}-\delta_K\right) = g^i + T^i,$$

donde $y^i = A(k_y^i)^\varepsilon (n^i)^{1-\varepsilon}$, $k_y^i = \eta^i S^{ii} + S^{ij}$, $k_h^i = (1-\eta^i)S^{ii}$

$$\beta^i = \beta(1+g_N^i)^\xi (1+g_h^i)^{1-\sigma},\ R_h^i = \frac{g_h^i+\delta_h}{1+g_h^i},\ R_N^i = \frac{g_N^i+\delta_N}{1+g_h^i}$$

La proposición 1 introduce una ecuación adicional que ha de cumplirse en el largo plazo, es decir,

$$(1 + g_N^A)(1 + g_h^A) = (1 + g_N^B)(1 + g_h^B)$$

Conjuntamente, este sistema presenta 19 ecuaciones con 19 incógnitas, esto es, $(c^i, n^i, e^i, \eta^i, S^{ii}, S^{ij}, g_h^i, g_N^i)$, (i=A, B; j=B,A), más el *ratio* de los capitales humanos «totales» en estado estacionario $N^B h^B / N^A h^A$ y dos variables de política económica, una por cada país (cada variable de política económica actúa como el factor compensatorio que introducimos para equilibrar el presupuesto del gobierno en su país, dados los valores de las otras variables de política económica).

REFERENCIAS

Barro, R. J., N. G. Mankiw y X. Sala-i-Martin (1992), «Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth», NBER Working Paper 4206.

Baumol, W. J. (1986), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show», *American Economic Review.*

Becker, G. S. y H. G. Lewis (1973), «On the Interaction between the Quantity and Quality of Children», *Journal of Political Economy.*

Ben-David, D. (1994), «Convergence Clubs and Diverging Economies», Universidad Ben Gurion, documento de trabajo.

Ehrlich, I. y F. T. Lui (1991), «Intergeneracional Trade, Longevity, and Economic Growth», *Journal of Political Economy.*

Frenkel, J., A. Razin y E. Sadka (1991), *International Taxation in an Integrated World,* Cambridge: MIT Press.

Friedman, M. (1992), «Do Old Fallacies Ever Die?», *Journal of Economic Literature.*

Jones, L. E. y R. E. Manuelli (1990), «A Convex Model of Equilibrium Growth», *Journal of Political Economy.*

King, R. G. y S. T. Rebelo (1990), «Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications», *Journal of Political Economy.*

Lucas, R. J. (1988), «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics.*

— (1990a), «Supply Side Economics: An Analytical Review», *Oxford Economic Papers.*

— (1990b), «Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?» *American Economic Review.*

Mendoza, E. G., A. Razin y L. L. Tesar (1993), «A Comparative Analysis of the Structure of Tax Systems in Industrial Coun tries», IMF Working Paper.

Quah, D. (1993), «Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis», CEPR Discussion Paper 820.

Razin, A. y C. W. Yuen (1992), «Convergence in Growth Rates: The Role of Capital Mobility and International Taxation», NBER Working Paper 4214.

Rebelo, S. T. (1992), «Growth in Open Economies», *Carnegie Rochester Series on Public Policy.*

Romer, P.M. (1989), «Capital Accumulation in the Theory of Long-Run Growth», en R.J. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory,* Harvard University Press.

World Bank (1989), *World Development Report 1989,* Oxford University Press.

ABSTRACT

We explore the role of capital mobility and tax policy in explaining cross-country diversity in the long-run growth of per capita and total

incomes and population growth. An analysis of the data shows that, with capital mobility, long term growth rates of total incomes tend to converge among countries, population growth and per capita income growth are negatively correlated, total income growth rates are less variable than per capita income growth rates; and differences in tax rates, coupled with the residence principle of taxation, can help explain cross-country differences in per capita income growth.

COMENTARIO

Charles Bean
London School of Economics

El artículo de Razin y Yuen es parte de una literatura rápidamente creciente que examina las implicaciones del comercio internacional de bienes y servicios para la *nueva* teoría del crecimiento. Reconocer esta interdependencia es claramente esencial para que la teoría llegue a tener utilidad práctica en el diseño de la política económica y aplaudo los esfuerzos de los autores por mejorar nuestro conocimiento en este área. Sin embargo, el papel de un comentarista es ser crítico más que adulador, así que empezaré cuestionando algunas de las bases empíricas de su enfoque.

Razin y Yuen comienzan señalando que si todos los países están en su senda de crecimiento equilibrado, entonces las tasas de crecimiento de la renta total deberían igualarse; por tanto, debería haber una relación inversa —en puridad, con una pendiente de menos uno (—1)— entre la tasa de crecimiento de la renta *per cápita* y la tasa de crecimiento de la población. Así, el Gráfico 1 supuestamente proporciona evidencia empírica en apoyo de tal correlación inversa entre las dos tasas de crecimiento. Sin embargo, no estoy convencido de que este sea realmente un nuevo *hecho estilizado.* En primer lugar, la línea de regresión parece depender crucialmente de la inclusión de un país que tuvo a la vez la tasa de población más elevada y el menor crecimiento de su renta *per cápita;* si se ignorase este país, me temo que la correlación sería cercana a cero. También estaría más convencido si el *hecho* se diera en submuestras de países con estructuras y niveles de desarrollo similares. Una última razón para dudar de este resultado es que cualquier error de medida en las tasas de crecimiento

de la población inmediatamente tendería a generar una correlación inversa.

Supongamos, no obstante, que este es en realidad un hecho. ¿Proporciona evidencia sobre los efectos de la movilidad internacional del capital? No estoy seguro de ello. En primer lugar, tal relación podría darse incluso en el modelo más simple de crecimiento endógeno en una economía cerrada. Por ejemplo, con la tecnología de Rebelo para la producción neta, $Y = AK$, y la habitual estructura de Ramsey-Cass-Koopmans con un consumidor representativo con horizonte infinito, la tasa de crecimiento de equilibrio de la renta *per cápita* es $g(y) = \sigma(A-\theta-g(n))$, donde σ es la elasticidad de sustitución intertemporal y θ es la tasa de preferencia temporal. Más aún, las preferencias logarítmicas ($\sigma=1$), que a menudo se suponen en este área, también generarían una pendiente de menos uno (—1) en el gráfico.

Pasando ahora al modelo y las simulaciones, un resultado fundamental es el de la sensibilidad de la tasa de crecimiento tanto a los tipos impositivos como al régimen fiscal. Este resultado depende crucialmente de la modelización del ahorro a través de la condición de optimalidad intertemporal del consumidor representativo. Sin embargo, los estudios disponibles que emplean ecuaciones de Euler han mostrado que la teoría del ciclo vital/renta permanente es rechazada fuertemente por los datos y que hay muy poca evidencia de que exista incluso un grado modesto de sustituibilidad intertemporal en el consumo (véase, por ejemplo, R. Hall, *Journal of Political Economy,* 1988). Sin tal sustitución intertemporal, los efectos de los impuestos que gravan el capital serán débiles o inexistentes. En general, estaría más satisfecho si los autores también fueran capaces de proporcionar evidencia empírica directa de que las diferencias en tasas de crecimiento, ya sea entre países o a lo largo del tiempo, están relacionadas con las diferencias en los tipos impositivos y en los regímenes fiscales. Mi intuición me dice que en realidad los tipos impositivos tienen poca importancia en la explicación de las diferencias de tasas de crecimiento.

Una segunda característica de los resultados tiene que ver con el papel del parámetro de altruismo, ξ. Este depende mucho del tipo de preferencias, estilo *kibbutz*, en el que la utilidad de un agente depende tanto de su propio consumo como del tamaño de la población. La razón para emplear este tipo de preferencias me resulta bastante dudosa, especialmente para el caso en que $\xi > 1-\sigma$, que implica que el agente preferiría repartir un nivel dado de consumo total entre el máximo número de personas posible.

Finalmente, creo que es importante hacer notar la adopción por parte de los autores de funciones linealmente homogéneas en todo el artículo. Esto es ciertamente muy cómodo, pero es contrario al uso del modelo para estudiar la evolución de una economía dada a lo largo del tiempo, pues es bien sabido que las tasas de crecimiento tienden a caer a medida que aumenta el nivel de renta *per cápita*. Más bien, estas funciones serían más apropiadas para comparar en sección cruzada países que estén en etapas de desarrollo similares, como hacen los autores cuando comparan los Estados Unidos con los países del resto del llamado *Grupo de los 7*.

Capital público y productividad en las regiones españolas*

MATILDE MAS
IVIE y Universitat de València

JOAQUÍN MAUDOS
Universitat de València

FRANCISCO PÉREZ
IVIE y Universitat de València

EZEQUIEL URIEL
IVIE y Universitat de València

1. INTRODUCCION

Los estudios sobre el progreso tecnológico de las economías han considerado siempre la doble dimensión interna-externa de las mejoras de eficiencia. La idea es antigua en el análisis del crecimiento económico y la productividad, pues de forma genérica se encuentra ya en los primeros trabajos sobre el papel del progreso técnico exógeno en la función de producción agregada (Solow, 1957). La investigación posterior ha buscado la forma de asociar la medición de las ganancias de productividad con factores más específicos que el simple transcurso del tiempo. Así, tanto en la teoría como en las aplicaciones se han sucedido los análisis sobre el papel de las generaciones de capital (progreso técnico incorporado), de la cualificación del trabajo (capital humano) y, más recientemente, del capital público como explicaciones de una parte del crecimiento de la producción.

Este trabajo va a explorar esta vía estudiando el papel que las dotaciones de infraestructuras desempeñan en la mejora de la productividad del sector privado. El objetivo del mismo es discutir si el capital

* Este trabajo se inscribe en la línea de investigación del proyecto del Plan Nacional PB-90-0579. En el mismo se presentan una parte de los resultados de la investigación llevada a cabo por el IVIE sobre capital público y desarrollo regional, que ha recibido apoyo financiero de la Comunidad Europea. Las estimaciones de capital público que se utilizan han sido obtenidas gracias a un amplio equipo de trabajo dirigido por los autores y coordinado por Daniel Romero y Vicent Cucarella. Los autores quieren agradecer a todos ellos su inestimable colaboración. También desean agradecer los comentarios y sugerencias de José M. Roldán y David Taguas, así como a los asistentes al VI Simposio de *Moneda y Crédito* y a un evaluador anónimo.

público, los tipos de infraestructuras en los que se concreta y la distribución territorial de las mismas son variables explicativas de las ganancias de productividad del sector privado.

Las economías consideradas serán las de las regiones españolas. Como tantas otras veces, en el caso español la mayor dificultad proviene de la información estadística disponible. En el pasado no han estado disponibles estimaciones del *stock* de capital público, con las garantías y desagregación adecuadas, para realizar los ejercicios a los que nos referimos. Esta circunstancia se ha visto modificada con la elaboración por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas de una serie de *stock* de capital de las Administraciones Públicas con desagregación funcional y territorial por Comunidades Autónomas. Asimismo se ha podido disponer de una estimación del *stock* de capital privado por Comunidades Autónomas y de los datos de la contabilidad regional homogéneos para el período 1980-1989[1].

La Sección 2 considera las relaciones entre infraestructuras, crecimiento y productividad a la luz de las aportaciones de la literatura especializada reciente. La Sección 3 describe los datos básicos de la situación española en lo que se refiere a las dotaciones de capital privado y capital público en comparación con diversos países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), dedicándose la Sección 4 a la descripción de la composición del *stock* de capital público en España. La Sección 5 analiza la capacidad del capital público para explicar las ganancias de productividad de las regiones españolas, destinándose la Sección 6 a presentar las principales conclusiones del trabajo. Por último, en el Apéndice se describe la metodología seguida en la estimación de las series de capital.

2. EL DEBATE RECIENTE SOBRE EL PAPEL DE LAS INFRAESTRUCTURAS

2.1. El debate en Estados Unidos

Aunque la influencia del capital público en el crecimiento había sido señalada por algunos autores[2] el debate reciente tiene como refe-

[1] IVIE (1993) para las primeras, Calabuig, *et al.* (1993) —modificadas como se describe en el Apéndice— para las segundas e INE (1993) para los últimos.

[2] Por ejemplo Meade (1952).

rente obligado la aportación de Aschauer (1989) en la que, partiendo de la especificación de una función de producción tipo Cobb-Douglas en *inputs* privados (trabajo y capital) y capital público, concluía la importancia que sobre el comportamiento seguido por la productividad, y en especial la ralentización en su tasa de crecimiento, tenían las dotaciones de capital público.

El trabajo original de Aschauer, con evidentes implicaciones de política económica, generó un aluvión de trabajos cuyas aportaciones más sustantivas ya han sido reseñadas en otros trabajos para España[3]. No obstante, sí conviene precisar algunas de las conclusiones del debate llevado a cabo en Estados Unidos, con el fin de encuadrar convenientemente el análisis realizado en los epígrafes siguientes.

Las estimaciones realizadas por Aschauer (1989) a nivel nacional permitían concluir que: (a) el capital público ejercía un efecto positivo y significativo sobre la producción privada y la productividad total de los factores, siendo la elasticidad estimada de 0,39. Y (b) la composición de dicho capital se mostraba relevante, al ser las infraestructuras básicas (del transporte, energía y ciclo del agua fundamentalmente) las que mostraban una relación más estrecha con la productividad, con una elasticidad estimada de 0,24 y muy significativa. En cambio, otras formas de capital público como el dedicado a sanidad, educación o a los servicios de carácter general (policía, justicia, administración, etc.) resultaban menos relevantes desde este mismo punto de vista.

En segundo lugar el nivel de desagregación geográfica adoptado en la estimación influía decisivamente en la magnitud de las elasticidades estimadas, reduciéndose progresivamente al ser menor el espacio de referencia. Así, en las contrastaciones a escala de estado norteamericano realizadas por Munnell (1990a y 1990b), Eisner (1991) y García-Milá y McGuire (1992), la elasticidad del capital público resultaba ser la mitad de la correspondiente al nivel federal. Una reducción similar se producía cuando el ámbito de cobertura se refería al área metropolitana. Duffy-Deno y Eberts (1989) y Eberts (1989) estimaron unas elasticidades del producto respecto de las infraestructuras inferiores al 10%, muy lejos del 40% estimado inicialmente por Aschauer para el conjunto norteamericano.

En tercer lugar, la reducción en las elasticidades estimadas para el capital público al avanzar en el nivel de desagregación geográfica se

[3] Véanse, por ejemplo, Mas *et al.* (1993a) y Draper y Herce (1993).

justifica en base a la presencia de los *efectos de desbordamiento* que genera la estructura tipo red de gran parte de las infraestructuras consideradas. Esta tipología implica que los efectos sobre la productividad de una región dependen no sólo de las dotaciones de capital público ubicadas en la misma, sino también del conjunto de la red en todo el territorio y, de forma especial, de las dotaciones en las regiones colindantes.

En cuarto lugar y último lugar, como han señalado Hulten y Schwab (1992), la característica de red de gran parte de las infraestructuras debe hacer esperar un impacto distinto de las mismas según el nivel de desarrollo y el tamaño del capital público ya acumulado. Según estos autores, los efectos de incrementos en el capital público serán mayores en las primeras fases del desarrollo, cuando el *stock* de capital público todavía es relativamente bajo, que en las sociedades maduras[4]. Por ello, estimaciones de serie temporal como las realizadas por Aschauer tenderían a sobreestimar el impacto que en la actualidad tiene el crecimiento en el capital público.

2.2. *El debate en España*

Los párrafos anteriores han presentado una síntesis de las principales cuestiones planteadas por el análisis y la evidencia empírica referida a la economía norteamericana. Aunque de esta síntesis se desprende la falta de unanimidad en la cuantificación de la importancia del capital público, también es constatable la profundidad con la que las distintas dimensiones del problema han sido abordadas en el caso norteamericano. No puede decirse lo mismo de muchas de las discusiones recientes sobre el papel de las infraestructuras públicas en el caso español. Con preocupaciones semejantes sobre el alcance que el papel reconocido a las infraestructuras tendría sobre el debate de política económica, sin embargo, los argumentos manejados han sido escasos. Los planteamientos han estado marcados tanto por la falta de datos sobre el *stock* de capital, su distribución y composición, como por una defensa de intereses particulares poco matizada, básicamente en una de las dos siguientes direcciones.

En la primera de ellas se situaban los empresarios, que habían percibido carencias importantes en las infraestructuras que incidían sobre

[4] Una idea similar se encuentra en Azariadis y Drazen (1990).

los costes privados y presionaban para que el gasto público, fuertemente creciente, corrigiera su orientación redistributiva para atender a las necesidades del aparato productivo. La segunda dirección de las opiniones venía determinada por la nueva estructura institucional del Estado, en la que la práctica totalidad de los gobiernos regionales rivalizan en reclamar una distribución regional de la inversión pública distinta de la existente y más favorable para su territorio. En ambos casos estaba poco presente la preocupación por el coste de oportunidad de realizar una inversión pública determinada.

En cuanto a los estudios académicos, recientemente han sido publicados algunos trabajos que realizan una evaluación del *stock* de capital en infraestructuras y estiman su influencia sobre la productividad a nivel agregado[5]. La limitación más importante de los mismos es la que se deriva de la serie de *stock* de capital construida que, partiendo de una serie de inversión demasiado breve, hace hipótesis de vidas medias muy cortas según los criterios internacionales e infraestima, en nuestra opinión, el capital existente. Por contraste, en el Apéndice se describe la metodología seguida en la estimación de las series de capital utilizadas en este artículo. Una descripción más detallada puede encontrarse en IVIE (1993).

Una valoración ordenada del papel de las infraestructuras en la productividad del sector privado de las regiones españolas, requeriría evaluar por separado al menos estas tres cuestiones: (a) analizar si existe un problema de insuficiencia generalizada del *stock* de capital público en relación con la actividad desarrollada; (b) analizar la *composición* de dicho capital público, puesto que algunos de sus componentes —infraestructuras de transporte, hidráulicas o urbanas— guardan una relación más directa con las actividades productivas que otras —como las instalaciones educativas y sanitarias— más ligadas a la prestación de servicios sociales; y (c) estudiar si las diferencias en las dotaciones de las distintas infraestructuras públicas son relevantes para explicar las posiciones relativas de las economías de las distintas Comunidades Autónomas en términos de productividad y, por consiguiente, de competitividad.

Estas tres cuestiones serán las abordadas en las secciones siguientes de modo diferente. Sobre las dos primeras se ofrecerá información para describir la situación existente, mientras que la tercera cuestión planteada será analizada con mayor profundidad.

---

[5] Véanse Argimón y Martín (1993), Argimón *et al.* (1994) y Bajo y Sosvilla (1992).

3. COMPARACIONES INTERNACIONALES

Resulta de utilidad comenzar por comparar la situación en la que se encuentra España respecto a otros países de la OCDE para los cuales es también posible disponer de información sobre dotaciones de capital[6]. Conviene sin embargo advertir que los gráficos que siguen deben interpretarse con cautela. En primer lugar, porque la OCDE actúa de mero compilador de la información proporcionada por las instituciones nacionales encargadas de la elaboración estadística, sin garantizar la necesaria homogeneidad entre las mismas (fundamentalmente en lo referido a la delimitación de agentes y conceptos y criterios contables).

En segundo lugar, el método del inventario permanente utilizado en la generalidad de países considerados puede generar problemas en las comparaciones internacionales, ya que el procedimiento seguido de acumulación de inversiones implica que mayores costes de producción se computarán como mayores dotaciones de capital. En el caso de España dos razones pueden tender a sobreestimar las dotaciones de capital público como *proxy* del flujo de servicios de capital. En primer lugar, la orografía montañosa del territorio debe elevar los costes de construcción de la infraestructura en comparación con otros países, sobre todo la del transporte y, en segundo lugar, los bienes de capital pueden ser relativamente más caros en España que en otros países (a excepción seguramente de Grecia) debido a las restricciones al comercio vía aranceles y cuotas, que encarecen el precio de los productos de importación.

El Gráfico 1 presenta los *ratios* entre capital público y capital privado en los países de la OCDE para los que se dispone de información. En la parte inferior del mismo aparecen aquellos que presentan un *ratio* capital público/capital privado más elevado (EE.UU.[7], Australia, Bélgica y Finlandia). En la parte superior se sitúan aquellos países que presentan *ratios* más bajos que los anteriores y similares entre sí[8]. Puede

---

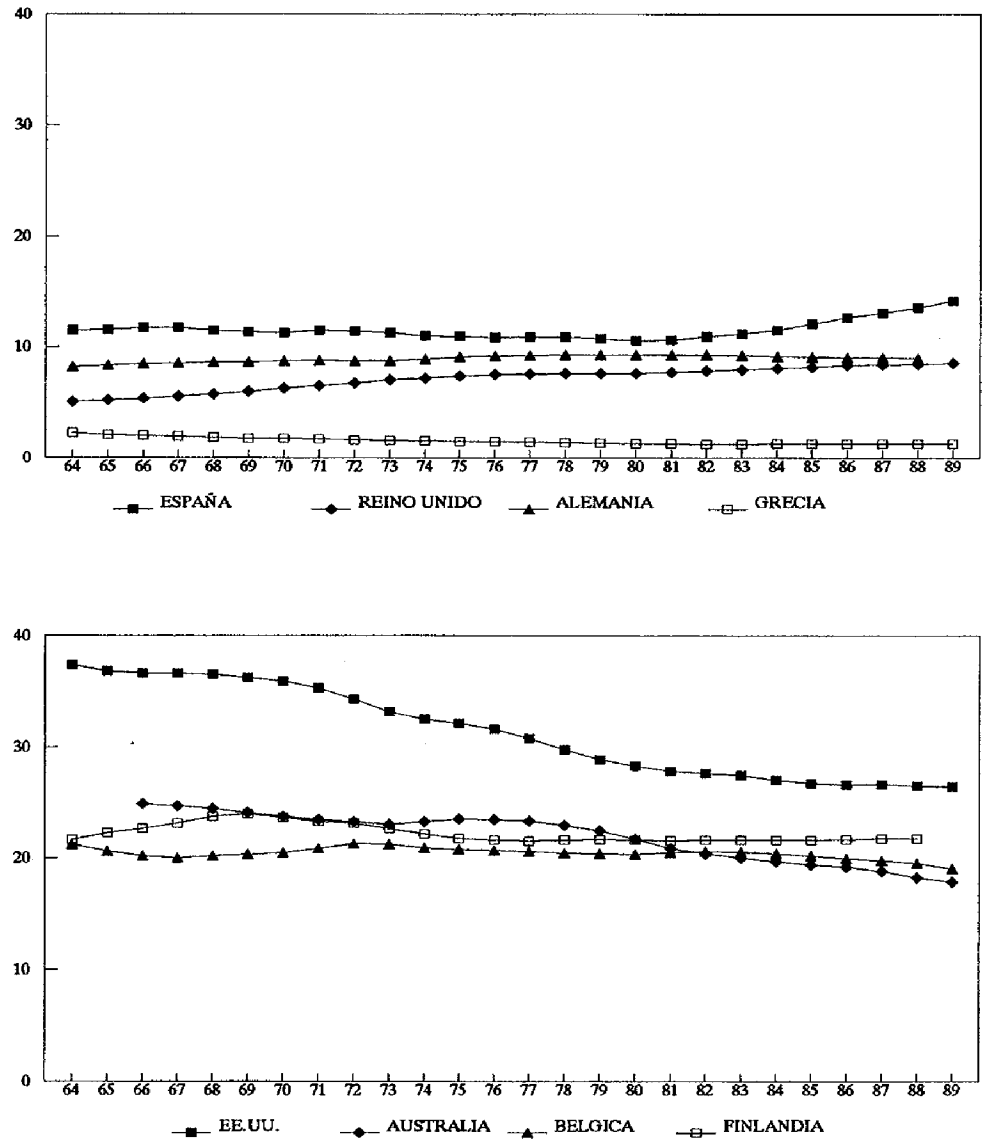
[6] La fuente básica es OCDE (1992). La serie de capital público de Estados Unidos là proporciona el U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA) (1993). Las series de capital público de España son las estimadas por el IVIE (1993) y las correspondientes al capital privado provienen de Calabuig *et al.* (1993) modificadas como se explica en el Apéndice. En los Gráficos 1 a 4 todas las variables están expresadas a precios constantes base 1987 excepto Bélgica, base 1985, y España, base 1990.

[7] En el caso de EE.UU., el elevado *ratio* que presenta está condicionado por el importante peso del *stock* de capital público militar, que representa aproximadamente el 20% del *stock* de capital público total. Véanse Munnell (1990c) y BEA (1993).

[8] La excepción es Grecia que presenta un *ratio* comparativamente muy reducido. Como se pondrá de manifiesto más adelante, las estimaciones del *stock* de capital referidas a este país no parecen muy plausibles.

observarse que la posición de España es similar a la de Alemania[9] y el Reino Unido, con tendencia a aumentar la proporción que representa el capital público en la década de los ochenta. Según este *ratio,* los países que configuran la muestra pueden agruparse en tres bloques: los países europeos grandes (España, Alemania y Reino Unido), los europeos pequeños avanzados (Bélgica y Finlandia) junto con los EE.UU. y Australia, relativamente más capitalizados en infraestructuras públicas, y Grecia, la más atrasada.

GRAFICO 1
CAPITAL PUBLICO/CAPITAL PRIVADO (%)

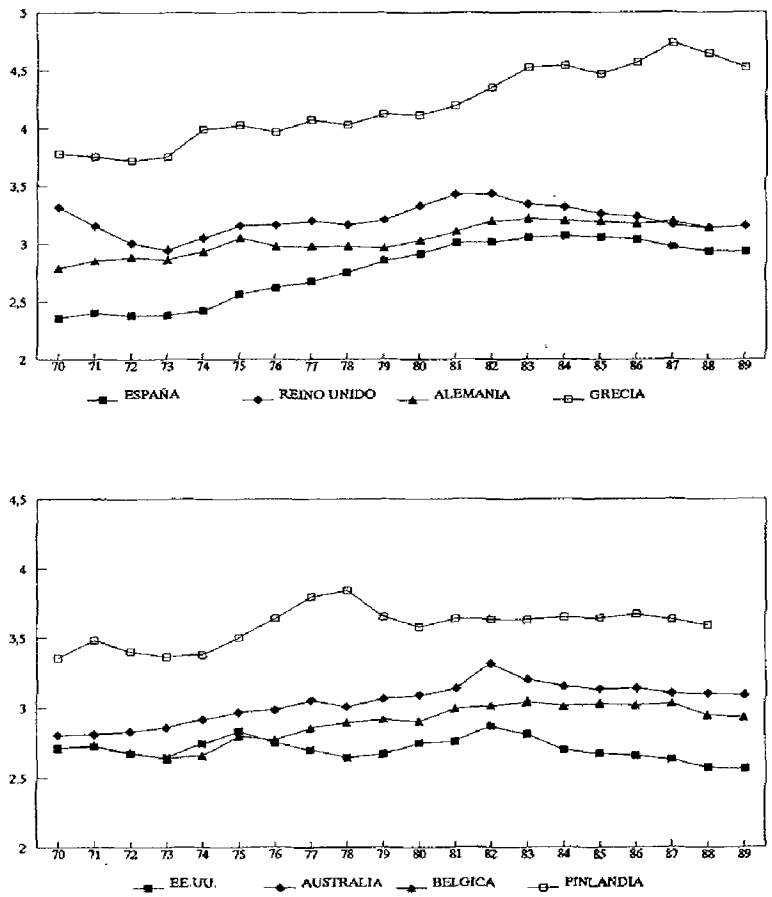


Fuente: Ver texto.

[9] Las cifras se refieren a la antigua República Federal.

Si se considera la relación capital total/Producto Interior Bruto (PIB) a coste de factores[10] (Gráfico 2), las similitudes entre los anteriores grupos de países aumentan. Excluyendo Grecia, que presenta un *ratio* difícilmente plausible, la relación capital/producto en el conjunto de países considerados se encuentra en el entorno (2,5 — 3,5), ocupando España la posición más baja, junto con EE.UU.

GRAFICO 2
CAPITAL TOTAL/PIB



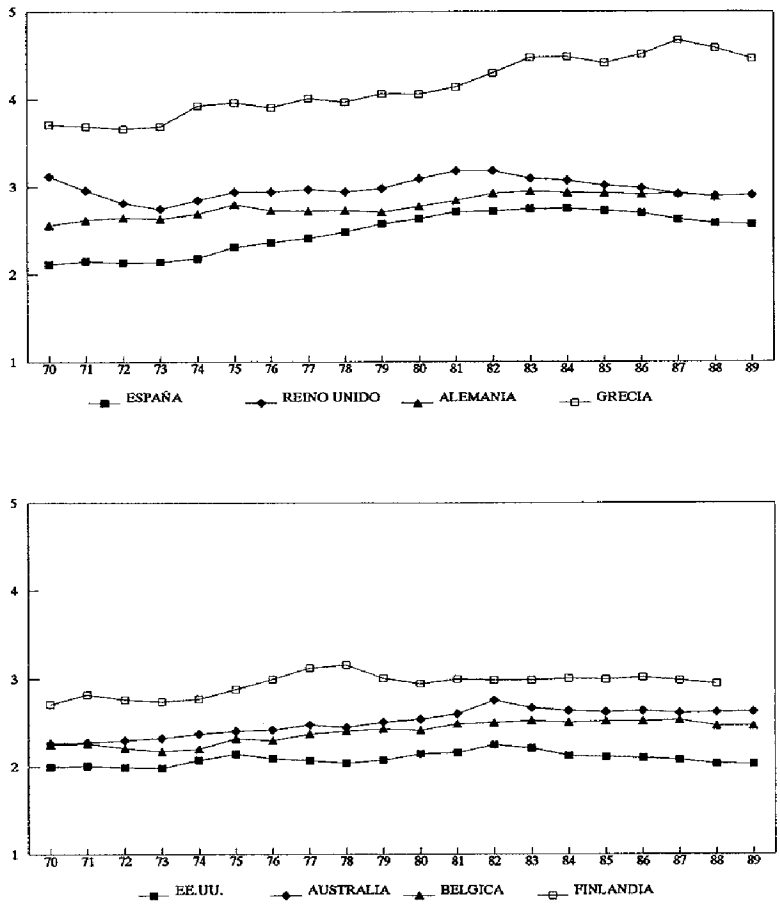
Fuente: Ver texto.

Los Gráficos 3 y 4 descomponen el *ratio* capital total/PIB en sus dos componentes: privado y público. El Gráfico 3 presenta dos diferencias destacables respecto al anterior, al considerar sólo el capital privado. La primera es el bajo valor de los *ratios* de EE.UU.[11]. La segunda es la distancia que separa a España de otros países europeos en la intensidad de la capitalización privada.

[10] Las series correspondientes al PIB a coste de factores y los deflactores provienen del Banco Mundial (1993) y del Fondo Monetario Internacional (1993). Para España la fuente es INE (1992).

[11] Los bajos valores del *ratio* para EE.UU. pueden suscitar reservas. No obstante, debe tenerse en cuenta que el porcentaje de la inversión en el PIB norteamericano es reducido en todo ese período.

GRAFICO 3
CAPITAL PRIVADO/PIB



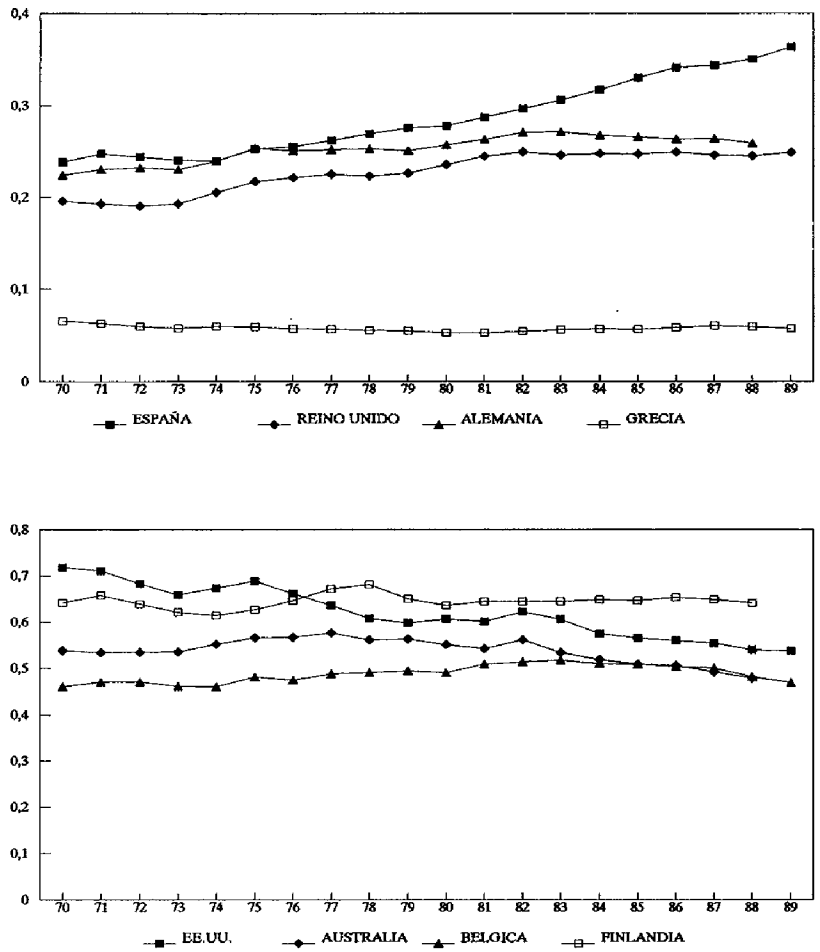
Fuente: Ver texto.

Por último, si se considera la relación entre capital público y PIB en el Gráfico 4, de nuevo se advierten tres situaciones diferentes, apuntadas ya por el Gráfico 1: los países europeos grandes, entre los que se incluye España, presentan *ratios* capital público/PIB inferiores a los de los europeos pequeños avanzados, EE.UU. y Australia, situándose Grecia en la posición más atrasada. Obsérvese el importante crecimiento experimentado por dicho *ratio* en España en la década de los ochenta, que la han llevado a situarse a la cabeza de los países europeos grandes, aproximándose a los *ratios* del otro grupo de países.

Según los datos descritos en los Gráficos, la economía española presenta bajos *ratios* de capitalización respecto al PIB que son imputables, en buena medida, a las insuficiencias del capital privado acumulado. Las dudas que puedan tenerse sobre la homogeneidad de los datos en los que se basan las comparaciones pueden servir de fundamento para las reservas frente a ese diagnóstico. No obstante, en cual-

quier caso, debe considerarse abierta la hipótesis de que los problemas más intensos de capitalización de nuestra economía no se deban al sector público.

GRAFICO 4
CAPITAL PUBLICO/PIB



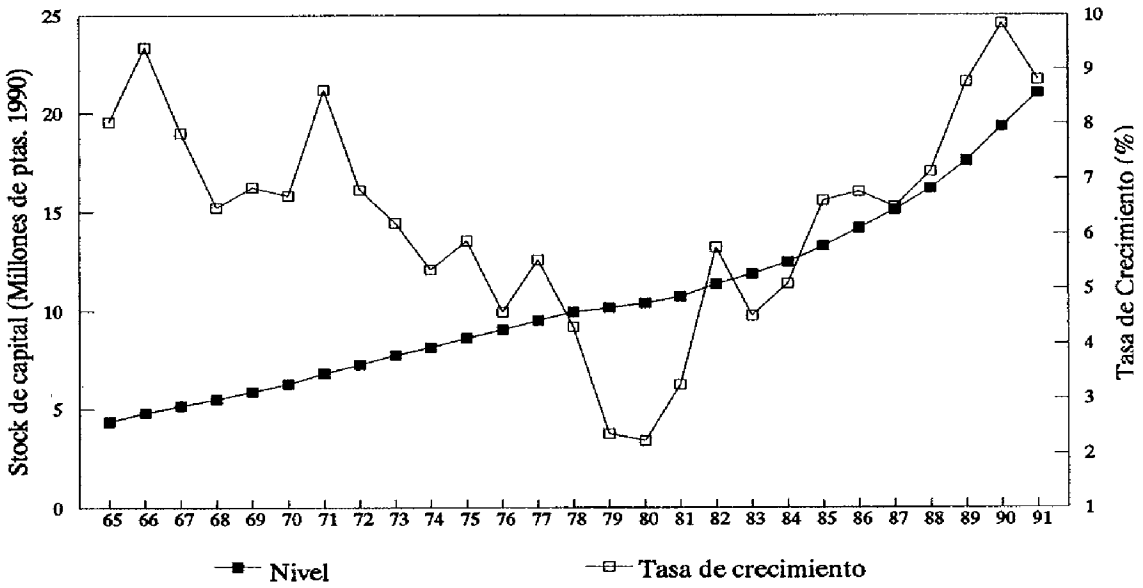
Fuente: Ver texto.

Debe también advertirse que estos *ratios* de dotaciones de capital respecto al PIB son más favorables para España que los que resultarían si se consideraran respecto de la población, ya que nuestra producción es obtenida con un bajo porcentaje de población ocupada respecto al total. En otras palabras, no puede olvidarse que el *stock* de capital español es insuficiente para incorporar a la actividad productiva al porcentaje de la población que resulta ocupada en otros países.

En cualquier caso, la situación española actual es el resultado de un proceso continuado de acumulación de capital público, con tasas de crecimiento muy elevadas que, tras un bache en el período 1978-1981,

se acelera de nuevo en la segunda mitad de los ochenta (Gráfico 5). La relación capital público/PIB ha crecido de forma ininterrumpida y también la relación capital público/capital privado a partir de 1980, habiéndose de este modo intensificado notablemente la disponibilidad de infraestructuras públicas para el sector productivo privado (ver Gráficos 1 y 4).

GRAFICO 5
***STOCK* DE CAPITAL DE LAS ADMINISTRACIONES PUBLICAS NETO TOTAL**
(Nivel y Tasa de Crecimiento)



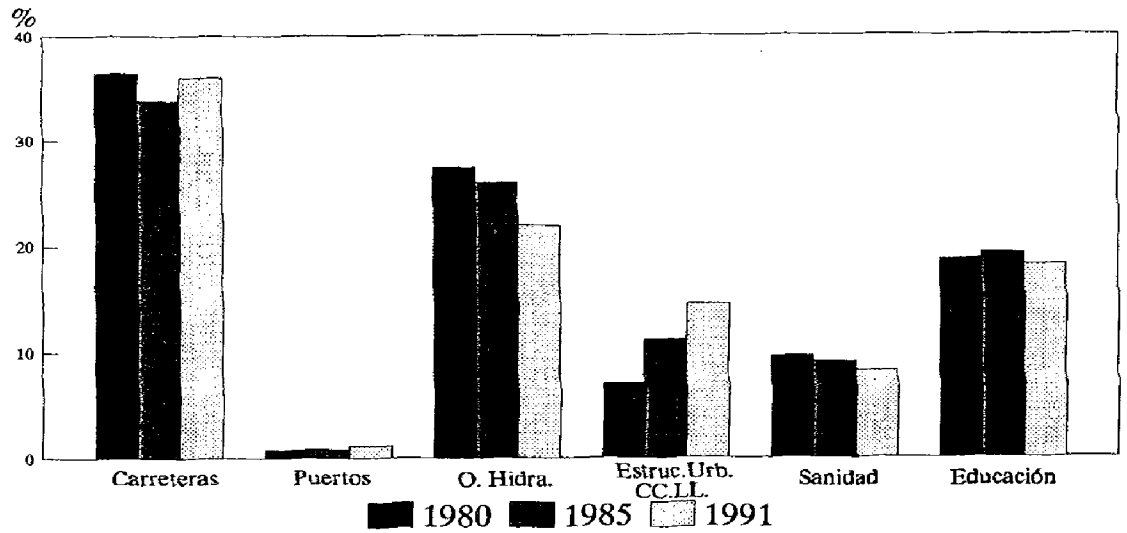
Fuente: IVIE (1993).

4. LA COMPOSICION DEL *STOCK* DE CAPITAL PUBLICO EN ESPAÑA

El debate sobre el papel de las infraestructuras en la productividad del sector privado ha puesto de manifiesto la relevancia que puede tener desde esa perspectiva la composición del capital público. En el Gráfico 6 se presenta la composición del capital de las Administraciones Públicas españolas por funciones, al principio y mediada la década de los ochenta, y a comienzos de la década de los noventa, destacándose aquellas funciones más importantes que, posteriormente, será posible territorializar. Como se puede observar, las carreteras representan un tercio del capital neto total, habiendo perdido en 1985 parte del

peso que tenían al principio de los ochenta para recuperarlo en la segunda mitad de la década. Es significativo que las estructuras urbanas realizadas por las corporaciones locales hayan casi duplicado en sólo diez años su peso en el *stock* de capital público, así como la paralela reducción de la importancia relativa de las infraestructuras hidráulicas. Las funciones de sanidad y educación muestran un comportamiento bastante estable en la década de los ochenta.

GRAFICO 6
STOCK* DE CAPITAL DE LAS ADMINISTRACIONES PUBLICAS NETO
(Estructura Porcentual por Funciones)



* Agregación de las funciones consideradas.
Fuente: IVIE (1993).

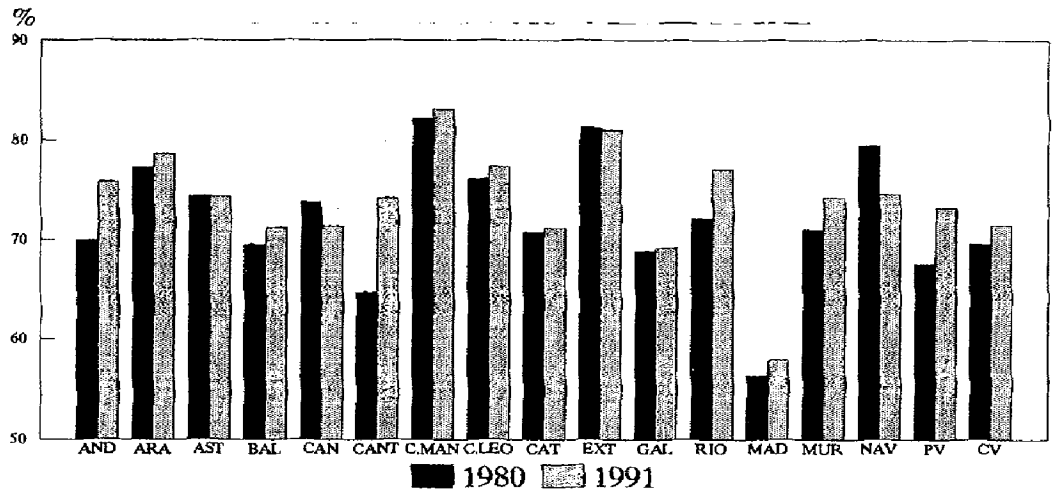
Esta estructura del capital público no es demasiado distinta de la existente en otros países[12]. Aunque la composición del *stock* no es idéntica en las distintas Comunidades Autónomas (CC.AA.), debido a sus características geográficas, poblacionales y económicas, así como a decisiones gubernamentales de distinto nivel, no existen diferencias notables en la composición del capital público entre sus componentes productivo y social[13]. En el Gráfico 7 se muestra el peso relativo en el *stock* de capital público de cada región de las infraestructuras produc-

[12] Véase Munnell (1990b).

[13] El capital público social es el resultado de agregar el *stock* en sanidad y en educación mientras que el capital público productivo incluye carreteras, puertos, infraestructuras hidráulicas y estructuras urbanas.

tivas en los años 1980 y 1991, cuyos efectos sobre la productividad del sector privado serán después expresamente considerados con detalle. Para todas las CC.AA. el *stock* de capital productivo representa aproximadamente el 70% del *stock* total. La única desviación importante de esta regla se produce en la Comunidad de Madrid.

GRAFICO 7
PARTICIPACION DEL *STOCK* DE CAPITAL PUBLICO PRODUCTIVO EN EL TOTAL*



* Agregación de las funciones consideradas.
Fuente: IVIE (1993).

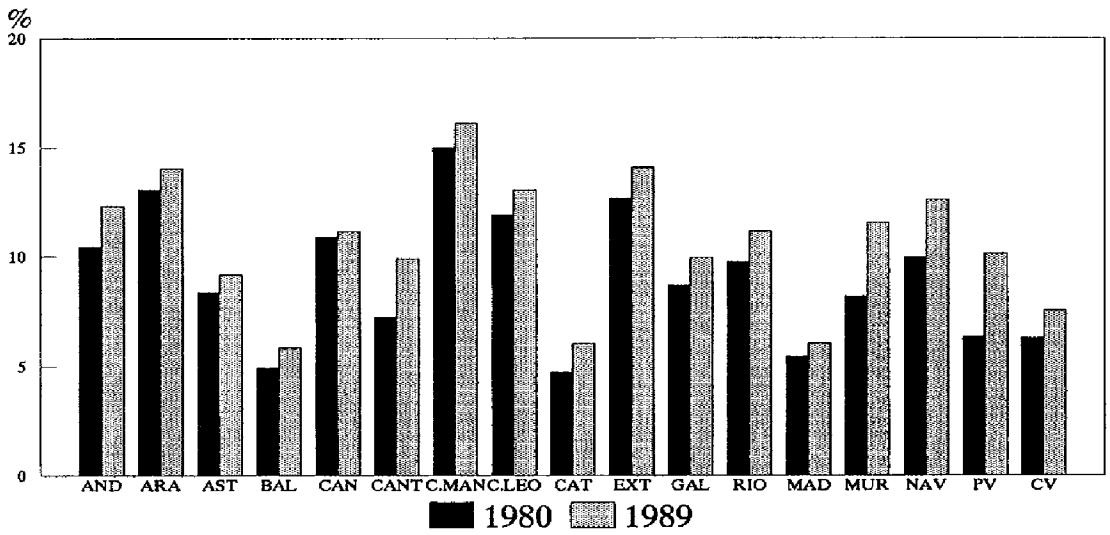
Las diferencias en las dotaciones de capital por regiones son más importantes, en cambio, cuando se relacionan los *stocks* de capital público y privado. Como muestra el Gráfico 8, la dispersión de los *ratios* es notable, y no se corresponde de forma simple con una división entre regiones pobres y ricas.

5. EL CAPITAL PUBLICO COMO DETERMINANTE DE LA PRODUCTIVIDAD

El punto central de este trabajo es analizar si las dotaciones de capital público de cada región española favorecen el avance de la productividad del sector privado que actúa en su territorio y, además, si la composición del capital público es importante en este sentido. Además, es también importante determinar si son las dotaciones de cada región

las únicas que cuentan para su productividad o si, por el contrario, también son significativos los equipamientos del resto de regiones.

GRAFICO 8
***RATIO* CAPITAL PUBLICO/CAPITAL PRIVADO**



* Agregación de las funciones consideradas.
Fuente: IVIE (1993).

A través de la estimación de una función de producción podemos explorar si existen regularidades estadísticas en las relaciones entre las dotaciones de capital público de cada región y las ganancias de productividad de alguno de los factores de producción privados. De este modo, podemos identificar el papel de las infraestructuras en la difusión de lo que medimos como progreso técnico o, en otras palabras, limitar la importancia del progreso tecnológico exógeno.

Supongamos, como la mayoría de los trabajos citados en la Sección 2, que la tecnología subyacente a la función agregada de producción es de tipo Cobb-Douglas[14]:

[14] En la literatura reciente se ha modificado la especificación estándar de la función de producción Cobb-Douglas con dos factores productivos, trabajo y capital, en dos direcciones. La primera, iniciada por Aschauer y a la que nos hemos referido anteriormente, distingue dentro del factor capital entre capital público y privado. A esta aproximación responde la ecuación (1) que es la habitualmente utilizada en los estudios que analizan la influencia del capital público en la productividad. Alternativamente, se ha generalizado la distinción entre capital físico y capital humano a partir de la aportación de Mankiw, Romer y Weil (1990). En nuestra opinión, el capital humano debe jugar un papel al menos tan relevante como el capital público. La ausencia de información estadística adecuada nos ha impedido incorporarlo explícitamente, por el momento, en la función de producción. En este sentido, es probable que los resultados que se presentan sean sensibles a los problemas derivados de la existencia de variables omitidas.

$$Y_t = A_t\, L_t^{\alpha}\, KPRIV_t^{\beta}\, KPUPR_t^{\gamma 1}\, KPUNPR_t^{\gamma 2} \qquad (1)$$

$$A_t = A_0\, e^{gt} \qquad (2)$$

siendo: Y_t la producción agregada (Producto Interior Bruto a precios de mercado (PIBpm)) privada (es decir, excluido el sector de servicios no destinados a la venta) a precios constantes (pesetas de 1990). L_t es el empleo agregado del sector privado (excluido el sector de servicios no destinados a la venta). $KPRIV_t$ es el *stock* de capital productivo privado (excluido el sector de servicios no destinados a la venta y el residencial) a precios constantes (pesetas de 1990). $KPUPR_t$ es el *stock* de capital público productivo a precios constantes (pesetas de 1990). $KPUNPR_t$ es el *stock* de capital público no productivo (social) a precios constantes (pesetas de 1990). Finalmente, g es la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno.

Expresando (1) en términos logarítmicos, y llamando $a = Ln\ A_0$:

$$LnY_t = a + g_t + \alpha\, LnL_t + \beta\, LnKPRIV_t + \gamma_1\, LnKPUPR_t + \gamma_2\, LnKPUNPR_t \qquad (3)$$

A partir de la estimación de la ecuación general (3) estamos interesados en estimar los efectos del capital público y privado sobre la productividad del trabajo a nivel regional, sin imponer restricciones sobre el tipo de rendimientos en la función de producción; discutir si la influencia del capital público depende sólo de las infraestructuras instaladas en una región o también de las dotaciones de las regiones adyacentes, y analizar la importancia de la composición (productivo/social) del *stock* de capital público[15].

Con objeto de contrastar el tipo de rendimientos a escala, tanto en *inputs* privados como en la totalidad de los mismos, implícitos en la función de producción, podemos reparametrizar la ecuación (3) de forma que,

$$Ln(Y_t/L_t) = a + g_t + (\alpha+\beta+\gamma_1+\gamma_2-1)\, LnL_t + \beta\, Ln(KPRIV_t/L_t) + \gamma_1\, Ln(KPUPR_t/L_t) + \gamma_2\, Ln(KPUNPR_t/L_t) \qquad (4)$$

[15] Un análisis a escala regional del efecto del *stock* de capital público en la productividad del sector industrial de la economía española puede encontrarse en Mas *et al.* (1993a).

En la ecuación (4), la no significatividad del coeficiente que acompaña al empleo ($\alpha+\beta+\gamma_1+\gamma_2-1$) será indicio de la presencia de rendimientos a escala constantes en la totalidad de los *inputs* (privados y públicos). Igualmente, es posible reparametrizar la ecuación (3) de forma que podamos contrastar el tipo de rendimientos asociados a los *inputs* privados:

$$\ln(Y_t/L_t) = a + gt + (\alpha+\beta-1)\ln L_t + \beta \ln(KPRIV_t/L_t) + \\ + \gamma_1 \ln(KPUPR_t) + \gamma_2 \ln(KPUNPR_t) \qquad (5)$$

donde la no significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo ($\alpha+\beta-1$) indicará la existencia de rendimientos constantes a escala en *inputs* privados.

Para analizar el papel del capital público en el caso de las regiones españolas[16] se han utilizado las expresiones anteriores, construyendo un modelo econométrico con datos de panel referido al período 1980-1989, para el que se dispone de una serie homogénea de contabilidad regional[17]. En las estimaciones realizadas se distingue entre capital público productivo y capital público no productivo (social) con objeto de contrastar, para el caso de las regiones españolas, los resultados obtenidos por Aschauer de que son las infraestructuras básicas las que muestran una relación más estrecha con la productividad.

En el Cuadro 1 se muestran los resultados obtenidos de la estimación de la función de producción, utilizando el modelo de efectos fijos[18]. En la primera columna aparece la estimación de la ecuación no restringida (ecuación (4)), es decir, no imponiendo la existencia de rendimientos constantes a escala, ni en la totalidad de los *inputs* ni en *inputs* privados. La no significatividad, a los niveles usuales de confianza, del parámetro que acompaña al factor trabajo (0,244, con un estadístico t de 1,389) permite aceptar la existencia de rendimientos constantes en la totalidad de los *inputs*. En consecuencia, en la segunda columna del Cuadro 1 aparecen los resultados de la estimación imponiendo esa restricción. Por lo que al capital público se refiere, los resultados muestran como es el capital público productivo el que se mues-

[16] Un análisis del papel del capital público en la convergencia de las regiones españolas puede encontrarse en Mas *et al.* (1993b).

[17] INE (1993).

[18] Al aplicar el contraste de Hausman de efectos fijos frente a aleatorios (1978) se rechaza, en todos los casos, la hipótesis nula de independencia entre las perturbaciones aleatorias y las variables explicativas.

tra relevante en la explicación de la productividad del sector privado, con una elasticidad de 0,182 (y una *t* de 2,335) no siendo estadísticamente significativo el papel del capital público de carácter social (con una elasticidad de 0,026 y una *t* de 0,268).

CUADRO 1
FUNCION DE PRODUCCION DEL SECTOR PRIVADO POR REGIONES
Período: 1980-1989
Variable dependiente: PIB a precios de mercado/empleo (LnPIBpm/L)(a)
Estimador de efectos fijos (intragrupos)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Tendencia	0,004 (0,559)	0,012 (3,974)	0,004 (0,559)	0,003 (0,452)
Empleo (LnL)	0,244 (1,389)		—0,050 (—0,339)	
Capital privado/empleo (Ln KPRIV/L)	0,583 (3,604)	0,417 (3,816)	0,583 (3,604)	0,632 (8,509)
Capital público productivo/ empleo (Ln KPUPR/L)	0,229 (2,700)	0,182 (2,335)		
Capital público no productivo/ empleo (Ln KPUNPR/L)	0,066 (0,655)	0,026 (0,268)		
Capital público productivo (Ln KPUPR)			0,229 (2,700)	0,230 (2,736)
Capital público no productivo (Ln KPUNPR)			0,066 (0,655)	0,059 (0,603)
R^2	0,836	0,834	0,836	0,836
SCR	0,318	0,322	0,318	0,318
Error estándar	0,046	0,046	0,046	0,046
Test (Ai,B) = A,B (b)	F(17,148)=95,6	F(17,149)=98,99	F(17,149)=95,6	F(17,149)=104,93
Est. Autocorrelación (c)	—0,028	—0,033	—0,026	—0,045
Contraste de Hausman (d)	$\chi^2(5) = 53,63$	$\chi^2(4) = 22,809$	$\chi^2(5) = 36,89$	$\chi^2(4) = 59,065$

(a) Excluido sector servicios no destinados a la venta.
(b) Contraste de la hipótesis nula de igualdad de los efectos individuales (Ai).
(c) Coeficiente de autocorrelación de orden uno aplicado a datos de panel.
(d) Contraste de Hausman de efectos fijos *versus* aleatorios.
Entre paréntesis los estadísticos t.

Con objeto de contrastar el tipo de rendimientos a escala asociados a los *inputs* privados, en la tercera columna del Cuadro 1 aparecen los resultados de la estimación de la ecuación (5). De nuevo, la no significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo (—0,050, con una *t* de —0,339) permite aceptar la existencia de rendimientos constantes en *inputs* privados. Imponiendo dicha restriccción (columna 4), los resultados muestran de nuevo que es el capital público productivo

el relevante en la explicación de las ganancias de productividad del sector privado, con una elasticidad de 0,230 (y una *t* de 2,736), no siendo significativo el papel del capital público social (con una elasticidad de 0,059 y una *t* de 0,603).

A la vista de los resultados anteriores, en el Cuadro 2 aparecen los resultados de la estimación de la función de producción centrándonos en el papel del capital público productivo. Además, en la parte inferior del cuadro se presentan los efectos fijos específicos de cada región. Se puede interpretar que éstos recogen el conjunto de circunstancias particulares que influyen en los resultados productivos de cada región y no son captados por los factores especificados en la función de producción: desde condiciones climáticas a composición de la producción, aprovechamiento de la tecnología, etc.

De nuevo, la no significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo (0,211 en la columna 1) permite aceptar la existencia de rendimientos a escala constantes en la totalidad de los *inputs* por lo que imponiendo dicha restricción (columna 2), la elasticidad de la productividad del trabajo ante variaciones en el *stock* de capital público productivo es de 0,191. En lo que a los factores de producción privados se refiere, se obtiene una elasticidad del capital privado de 0,435 y, por tanto, de 0,374 para el factor trabajo, elasticidades acordes con las participaciones de dichos factores en la renta de cada región.

En la columna 4 aparecen los resultados de la estimación de la función de producción bajo la hipótesis, contrastada y aceptada (columna 3), de rendimientos constantes a escala en *inputs* privados. En este caso, se obtiene una elasticidad del capital público productivo de 0,243, y de 0,633 y 0,367 para el capital privado y el trabajo, respectivamente.

El valor de la elasticidad del capital público es parecida a la obtenida en estudios similares para otros países (Duffy-Deno y Eberts 1989; Eberts, 1989; Munnell, 1990b; Eisner, 1991) cuando se consideran espacios económicos no demasiado amplios, como otras regiones o las áreas metropolitanas estadounidenses. Además, la elasticidad del capital público en infraestructuras es inferior a la del capital privado, en concordancia con los estudios anteriormente mencionados.

Centrándonos en los valores estimados de los efectos fijos específicos de cada región, y tanto bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala en la totalidad de los *inputs* como en los *inputs* privados, destacan los reducidos valores asociados a las CC.AA. de Extremadura, Castilla La Mancha y Castilla León, así como los elevados valores de Madrid, Murcia, La Rioja y Cataluña.

CUADRO 2
FUNCION DE PRODUCCION DEL SECTOR PRIVADO POR REGIONES Y CON EFECTOS FIJOS

Período: 1980-1989

Variable dependiente: PIB a precios de mercado/empleo (LnPIBpm/L)(a)

Estimador de efectos fijos (intragrupos)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Tendencia	0,006	0,013	0,006	0,005
	(0,863)	(4,205)	(0,862)	(0,926)
Empleo (LnL)	0,211		—0,032	
	(1,256)		(—0,217)	
Capital privado/empleo	0,602	0,435	0,602	0,633
(Ln KPRIV/L)	(3,794)	(5,043)	(3,794)	(8,544)
Capital público productivo/	0,243	0,191		
empleo (Ln KPUPR/L)	(2,968)	(2,697)		
Capital público productivo			0,243	0,243
(Ln KPUPR)			(2,968)	(2,982)
Comunidades Autónomas		Efectos fijos		
Andalucía	—2,568	0,626	—2,568	—3,062
Aragón	—2,491	0,480	—2,491	—2,950
Asturias	—2,531	0,404	—2,531	—2,989
Baleares	—2,131	0,689	—2,131	—2,574
Canarias	—2,181	0,739	—2,181	—2,633
Cantabria	—2,303	0,474	—2,303	—2,738
C. Mancha	—2,675	0,328	—2,675	—3,138
C. León	—2,729	0,375	—2,729	—3,210
Cataluña	—2,537	0,721	—2,537	—3,047
Extremadura	—2,801	0,115	—2,801	—3,253
Galicia	—2,633	0,412	—2,633	—3,108
La Rioja	—1,855	0,759	—1,855	—2,263
Madrid	—2,316	0,879	—2,316	—2,817
Murcia	—1,938	0,835	—1,938	—2,369
Navarra	—2,140	0,633	—2,140	—2,572
País Vasco	—2,434	0,656	—2,434	—2,916
C. Valenciana	—2,369	0,736	—2,369	—2,853
R^2	0,835	0,834	0,835	0,835
SCR	0,319	0,322	0,319	0,319
Error estándar	0,046	0,046	0,046	0,046
Test (Ai,B) = A,B (b)	F(17,149)=123,41	F(17,150)=124,18	F(17,149)=12,41	F(17,150)=131,05
Est. Autocorrelación (c)	—0,061	—0,066	—0,050	—0,050
Contraste de Hausman (d)	$\chi^2(4) = 8,4835$	$\chi^2(3) = 117,33$	$\chi^2(4) = 18,333$	$\chi^2(3) = 10,299$

(a), (b), (c) y (d): Véase las notas al Cuadro 1. Entre paréntesis los estadísticos t.

Con el fin de contrastar la exogeneidad de las variables explicativas de la productividad (empleo, capital privado y capital público) y garantizar así la validez de los resultados obtenidos, se ha utilizado el contraste de Hausman (1978) utilizando como instrumentos las variables explicativas desfasadas. En todos los casos es posible aceptar la hipótesis nula de exogeneidad y, por tanto, la consistencia del estimador de efectos fijos (intragrupos)[19]. Las estimaciones por variables instrumentales son cuantitativamente muy similares a las obtenidas por mínimos cuadrados ordinarios, por lo que no se reproducen.

Con objeto de contrastar el *efecto desbordamiento* señalado anteriormente, y centrándonos en el papel del capital público productivo, en el Cuadro 3 aparecen los resultados de una nueva estimación de la función de producción añadiendo al capital público productivo de cada región el *stock* de capital de las regiones geográficamente adyacentes (KPUPRa). Nuevamente, se acepta la hipótesis de rendimientos a escala constantes, tanto en la totalidad de los *inputs* (columna 1) como en los *inputs* privados (columna 3). Imponiendo el primer supuesto ($\alpha+\beta+\gamma_1=1$), obtenemos una elasticidad del capital público productivo de 0,214, ligeramente superior al valor obtenido en el Cuadro 2 (0,191). Bajo la hipótesis de rendimientos constantes a escala en los *inputs* privados (columna 4) el valor de dicha elasticidad es de 0,306, valor claramente superior al obtenido cuando se considera únicamente el capital público productivo de cada región (0,243). Por tanto, y a la luz de los resultados obtenidos, podemos concluir que el crecimiento en la elasticidad asociada al capital público cuando se tiene en cuenta tanto el capital público de cada región como el de las regiones colindantes es un indicio favorable a la aceptación de la hipótesis del efecto desbordamiento.

Un resultado que merece especial atención son los efectos fijos específicos de cada región obtenidos cuando se tiene en cuenta el papel del capital público de las regiones colindantes, en comparación con los valores obtenidos considerando únicamente el capital público de cada región. En el modelo que considera expresamente las dotaciones en las regiones adyacentes (Cuadro 3) el efecto fijo debe ser menor, ya que parte de las externalidades asociadas al capital público de los territorios que la circundan estarán recogidas en el parámetro estimado correspondiente a dicho capital público ampliado. Este resultado se constata al comparar la magnitud de los efectos fijos en los Cuadros 2 y 3, que son siempre menores en el segundo caso. Las únicas excepciones se refieren

[19] Los valores del contraste de Hausman de endogeneidad del empleo, el capital privado y el capital público productivo y social, en la especificación de la primera columna del Cuadro 1 son, respectivamente: 0,44, 0,47, 0,97 y 0,02. El contraste se distribuye como una $\chi^2(1)$. Los valores del contraste para las especificaciones de los Cuadros 2 y 3 son similares.

a los territorios insulares de Baleares y Canarias. En estos dos casos, dado que el criterio utilizado para definir el capital público adyacente ha sido el geográfico, el valor del capital de dichas regiones continúa siendo únicamente el propio. Por ello, el efecto fijo correspondiente a estas dos Comunidades es muy similar en los Cuadros 2 y 3 y además, les permite avanzar posiciones hasta ocupar los primeros puestos en la ordenación.

CUADRO 3
FUNCION DE PRODUCCION DEL SECTOR PRIVADO POR REGIONES, CON REGIONES ADYACENTES

Período: 1980-1989. Variable dependiente: PIB a precios de mercado/empleo (LnPIBpm/L)(a)
Estimador de efectos fijos (intragrupos)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
Tendencia	0,004	0,013	0,004	0,002
	(0,491)	(3,630)	(0,491)	(0,299)
Empleo (LnL)	0,233		—0,082	
	(1,257)		(—0,552)	
Capital privado/empleo	0,548	0,401	0,548	0,625
(Ln KPRIV/L)	(3,458)	(3,732)	(3,458)	(8,266)
Capital público productivo	0,315	0,214		
adyacente/empleo (Ln $KPUPR_a/L$)	(2,398)	(2,055)		
Capital público productivo			0,315	0,306
adyacente (Ln $KPUPR_a$)			(2,398)	(2,354)
Comunidades Autónomas		Efectos fijos		
Andalucía	—2,945	0,567	—2,945	—4,082
Aragón	—3,332	0,092	—3,332	—4,376
Asturias	—3,270	0,071	—3,270	—4,318
Baleares	—2,241	0,768	—2,241	—3,274
Canarias	—2,355	0,798	—2,355	—3,403
Cantabria	—3,277	—0,032	—3,277	—4,267
C. Mancha	—3,484	—0,031	—3,484	—4,536
C. León	—3,437	0,086	—3,437	—4,533
Cataluña	—2,939	0,633	—2,939	—4,117
Extremadura	—3,684	—0,307	—3,684	—4,710
Galicia	—3,199	0,204	—3,199	—4,290
La Rioja	—2,960	0,159	—2,960	—3,881
Madrid	—2,842	0,698	—2,842	—3,998
Murcia	—2,956	0,310	—2,956	—3,930
Navarra	—2,929	0,260	—2,929	—3,913
País Vasco	—2,747	0,621	—2,747	—3,862
C. Valenciana	—3,004	0,487	—3,004	—4,113
R^2	0,832	0,830	0,832	0,832
SCR	0,325	0,328	0,325	0,326
Error estándar	0,047	0,047	0,047	0,047
Test (Ai,B) = A,B (b)	F(17,149)=114,85	F(17,150)=120,41	F(17,149)=114,85	F(17,150)=115,83
Est. Autocorrelación (c)	—0,049	—0,053	—0,049	—0,052
Contraste de Hausman (d)	$\chi^2(4) = 10,162$	$\chi^2(3) = 7,6464$	$\chi^2(4) = 8,4961$	$\chi^2(3) = 8,22$

(a), (b), (c) y (d): Véase las notas al Cuadro 1. Entre paréntesis el estadístico t.

6. CONCLUSIONES

Al valorar el efecto del capital público sobre el crecimiento y la productividad se están discutiendo también dos visiones distintas del papel del sector público en la economía. Las limitaciones de los gobiernos para influir a largo plazo mediante políticas de demanda, ha trasladado la discusión sobre los instrumentos de intervención al lado de la oferta. Uno de estos instrumentos son las infraestructuras. Los críticos de sus efectos positivos temen que la evidencia empírica favorable estimule un crecimiento del gasto público excesivo, que deberá ser financiado con más impuestos y tendrá, en su opinión, resultados dudosos sobre la productividad de la economía. En cambio, los defensores de la inversión pública insisten en que todavía es posible obtener importantes ganancias de eficiencia con actuaciones *selectivas* en el campo de las infraestructuras básicas.

La discusión sobre el papel de las infraestructuras públicas en la trayectoria seguida por la economía de las regiones españolas ha sido hasta el momento muy limitada. Las dificultades estadísticas han empobrecido las valoraciones del problema y acentuado los planteamientos más simplistas e interesados.

Gracias a la disponibilidad de una más rica información estadística sobre el proceso de capitalización, público y privado, ha sido posible analizar con mayor precisión en este trabajo distintas dimensiones del papel de las infraestructuras que han merecido atención en otros países y resultan relevantes para la interpretación de los procesos de crecimiento y el diseño de las políticas de desarrollo regional. Desde esta perspectiva, las conclusiones obtenidas pueden ser resumidas de la siguiente manera.

En primer lugar, en la década de los ochenta, las dotaciones de capital público existentes en España podían considerarse, en términos relativos respecto al PIB, dentro de los promedios internacionales y, en particular, en niveles algo superiores a los de los países europeos de tamaño grande, como Alemania y el Reino Unido. A partir de 1982 España ha experimentado un rápido crecimiento en el *stock* de capital público y, por tanto, en el *ratio* capital público-PIB, situándose a finales de la década en niveles claramente superiores a los iniciales. No sucede lo mismo, en cambio, con nuestro *stock* de capital privado, que es menor que en esos otros países en relación al PIB. Si los datos reflejan la realidad adecuadamente, se podría hablar de una reorientación

de la composición del *stock* de capital español en los años ochenta, acentuándose el peso del capital público en el mismo. Esto significa que es importante atender a los equilibrios entre los ritmos de acumulación público y privado y entre capitalización y empleo, consiguiendo que el ahorro tenga el volumen necesario para que el mantenimiento de una elevada inversión pública no implique efectos desplazamiento para la inversión privada[20]. Esto no implica que nuestro *stock* de capital público sea suficiente desde cualquier perspectiva. España necesita ampliar su *stock* de capital, tanto público como privado, para poder incorporar a una mayor proporción de la población a una actividad productiva que ya se desarrolla, en alguna medida, en condiciones tecnológicas semejantes a las de otros países desarrollados.

En segundo lugar, según la evidencia disponible el intenso proceso de acumulación de capital público ha resultado productivo para el sector privado. Completar la explicación de las mejoras de productividad requeriría considerar también expresamente el papel que ha podido desempeñar el capital humano y no sólo el gasto de inversión en estas actividades que refleja el *stock* de capital en infraestructuras educativas. Las limitaciones estadísticas han impedido disponer hasta el momento de la información adecuada.

En tercer lugar, la composición del *stock* de capital público regional se muestra relevante para la productividad privada, y las infraestructuras ligadas directamente al proceso productivo (carreteras, obras hidráulicas, estructuras urbanas y puertos) presentan un efecto positivo y significativo que no puede establecerse en las infraestructuras sociales (educativas y sanitarias)[21].

En cuarto y último lugar, la elasticidad de la productividad a las dotaciones de capital público productivo son superiores en las estimaciones en las que se considera como *stock* de capital público tanto el propio de cada región como el de las regiones geográficamente adyacentes. Este resultado puede estar reflejando el aprovechamiento que una región realiza de las externalidades de las redes de infraestructuras del conjunto de las regiones (efecto desbordamiento), ya que en muchas de las infraestructuras cuenta tanto el estado de la red en su totalidad como el de cada una de sus partes. En consecuencia, desde

[20] Hasta el momento, según la limitada evidencia disponible, no se aprecia *crowding-out* entre la inversión pública y privada en España. Véase Roldán *et al.* (1993).

[21] No puede descartarse que el efecto sobre el producto real de estos tipos de infraestructuras sea débilmente captado por las medidas de la producción que manejamos habitualmente.

una perspectiva de eficiencia debe subrayarse la importancia de considerar la distribución territorial de las infraestructuras con un horizonte menos local del que en ocasiones se utiliza.

APENDICE: SERIES DE CAPITAL UTILIZADAS

En este artículo se han utilizado las series de capital privado y de capital público con desagregación a nivel regional, resultado de un amplio proyecto de investigación desarrollado por el IVIE y por profesores de la Universidad de Valencia. A continuación se describen las principales características de las series elaboradas.

Capital Privado

Las series de capital privado utilizadas proceden de la ampliación del trabajo realizado por Calabuig *et al.* (1993). Dicho trabajo ofrece series de capital por Comunidades Autónomas para catorce sectores industriales, así como para los sectores construcción, agricultura, pesca y servicios destinados a la venta. Su cálculo se realiza partiendo de los valores ofrecidos por la Universidad Comercial de Deusto (1968) y de series, convenientemente enlazadas, de formación bruta de capital fijo (FBCF) provenientes de fuentes como la Encuesta Industrial, EUROSTAT, el Ministerio de Agricultura, el INE, la tesis doctoral de Gómez Villegas (1987), que utiliza como fuente el Registro Industrial, y las publicaciones de varios años de la *Renta Nacional de España* y su *Distribución Provincial* del Banco de Bilbao.

En la investigación de Calabuig *et al.* la serie del sector servicios se ha obtenido como residuo a partir de la serie de FBCF nacional, sustrayendo las series estimadas para el resto de sectores.

La ampliación antes mencionada se ha concretado en dos puntos. Por una parte, se han obtenido series territorializadas del *stock* de capital privado en el sector servicios, distinguiendo entre capital residencial y no residencial. Como en la presente investigación se pretende analizar la productividad del sector privado de la economía española es conveniente disponer de una estimación del capital privado excluyendo el capital residencial, dadas sus características peculiares. A nivel agregado la Contabilidad Nacional de España (CNE) permite obtener los flujos correspondientes a la inversión residencial. El cálculo de la serie terri-

torializada de la inversión residencial se ha realizado a partir de la serie nacional del INE y de los datos de viviendas libres y de protección oficial terminadas a nivel provincial, teniendo en cuenta el período medio de construcción de una vivienda. Enlazando estas series con los datos de *stocks* iniciales de Deusto y una vez armonizados con los datos de los sucesivos censos de viviendas, se dispone de series territorializadas de capital residencial que, sustraidas a las de capital de servicios destinados a la venta, permiten obtener el capital no residencial de los servicios privados por Comunidades Autónomas. Por otra parte, se han empleado dos deflactores distintos, a diferencia del trabajo de Calabuig *et al.* que utiliza un deflactor único. Para el sector residencial se ha aplicado el deflactor propio del mismo, facilitado por la Contabilidad Nacional, y, para el resto, el deflactor implícito coherente con el general y el residencial de la Contabilidad Nacional así como con el deflactor de la inversión pública empleado por el IVIE. Todas las series de capital utilizadas han sido recalculadas con los nuevos deflactores específicos.

Capital Público

En la estimación del IVIE (1993)[22] la definición de capital público se ha circunscrito a los activos financieros materiales reproducibles de las Administraciones Públicas, delimitadas éstas de acuerdo con los criterios de la CNE. Desde el punto de vista del contenido, los flujos considerados son la FBCF de las Administraciones Públicas, con la ampliación de las adquisiciones netas de terrenos realizados a partir del momento en que se estudian los flujos de inversión.

Para la estimación del capital público se ha aplicado el método del inventario permanente (MIP) que es el más extendido en estimaciones semejantes en los países de la OCDE.

Se ha distinguido entre dos medidas de *stock* de capital: *stock* de capital bruto y neto. El *stock* de capital *bruto* en un año determinado se obtiene acumulando los flujos pasados de inversión, valorados a precios constantes y deduciendo de los mismos el valor acumulado de la inversión que ha sido retirada, utilizando para ello un determinado esquema de *retiro* y *estimaciones de vida media*. El esquema de retiro aplicado ha sido el correspondiente a la Winfrey S-3[23]. Las vidas medias

[22] Una versión resumida del mismo puede encontrarse en Mas, Pérez y Uriel (1993).

[23] Véase Winfrey (1935).

se han determinado por tipo de función (carreteras, obras hidráulicas, sanidad, etc.) teniendo en cuenta la opinión de los expertos y las vidas medias utilizadas en otros países.

El *stock* de capital neto corrige el capital bruto teniendo en cuenta la depreciación, es decir, la reducción en valor originada por el uso, la obsolescencia y el envejecimiento. Se ha utilizado un esquema lineal de depreciación, pero utilizando la esperanza total de las inversiones realizadas en cada momento, para tener en cuenta las retiros parciales que se van realizando.

La obtención de series de FBCF de las Administraciones Públicas ha sido un proceso laborioso en el que se han tenido en cuenta y consultado fuentes muy diversas. Las cuentas de las Administraciones Públicas (CAP), elaboradas por la Intervención General de la Administración del Estado se han utilizado desde el momento en que estuvieron disponibles, en 1958, como marco de referencia en lo que se refiere a las magnitudes globales. No obstante, cuando se ha dispuesto de información más fiable se han modificado las cifras que figuran en las CAP.

Un primer problema planteado en la utilización de documentos contables administrativos es que en éstos no se aplican conceptos coincidentes con los establecidos en la Contabilidad Nacional. Por ello, y como cuestión preliminar, es necesario analizar la equivalencia entre el sistema contable de las Administraciones Públicas y la Contabilidad Nacional.

Aunque el análisis se realiza básicamente de acuerdo con la clasificación por agentes establecida en la CNE y en las CAP, no siempre ha sido factible proceder de esta forma debido a que en ocasiones no ha sido posible, para algunas funciones, deslindar completamente la inversión realizada por distintos agentes.

En lo que respecta al agente Estado, se han consultado y codificado individualmente todas las inversiones que aparecen en las Cuentas Generales del Estado a partir del año 1940. La clasificación funcional se ha realizado de acuerdo con la COFOG, la clasificación funcional del gasto público propuesta por las Naciones Unidas en 1980. Por otra parte, para determinar si una partida que aparece contabilizada en el capítulo de inversiones reales, se considera, o no, como FBCF, se ha tenido en cuenta los criterios del Sistema de Cuentas Europeo (SEC). En este sentido, partidas tales como la elaboración de un censo de población o los gastos de una campaña de promoción de turismo, que son

tratadas como inversiones en los presupuestos del Estado, han sido excluidas en este estudio de la FBCF, a diferencia de lo que ocurre en las cuentas de las Administraciones Públicas que sí las incluyen.

Mientras ha sido posible, se ha tratado de mantener criterios homogéneos a lo largo del todo el periodo estudiado. Así, por ejemplo, los gastos de conservación de carreteras se han considerado siempre que forman parte de la FBCF. En la información presupuestaria este tipo de gastos se incluía dentro de los gastos corrientes hasta 1981, y en gastos de inversión posteriormente.

Para el período 1850-1935, se ha utilizado como fuente de referencia, la obra «Datos básicos para la Historia Financiera de España 1850-1975», elaborada por el Instituto de Estudios Fiscales, que a su vez se basa en las Cuentas Generales del Estado. La citada fuente proporciona una evaluación de la inversión global, así como una desagregación funcional del gasto total del Estado. Para obtener la desagregación funcional de las inversiones en el período 1850-1935 se han elaborado *ratios* de inversión/gasto total para cada una de las funciones en el período 1940-57, utilizando para ello la información directa de las Cuentas Generales del Estado. Estos *ratios* se han extrapolado hacia atrás en el período de preguerra.

La información relativa al agente Otros Organismos Administrativos se ha obtenido fundamentalmente de las CAP para 1958 y años sucesivos. Anteriormente a esa fecha la importancia de estos organismos era muy limitada, pudiéndose verificar este hecho por el escaso volumen de las transferencias provenientes del Estado.

Para las Administraciones de Seguridad Social, además de las CAP, las fuentes más importantes utilizadas han sido los «Listados de Liquidación» del Insalud, y las Cuentas Satélite de Sanidad, elaborados por el equipo dirigido por Barea (1992).

Los mencionados «Listados de Liquidación» han permitido, para los últimos años, provincializar las inversiones realizadas por el Insalud en la última década. Para los años anteriores, y para las inversiones en sanidad de otras Administraciones, se han provincializado las inversiones utilizando los «Censos de Establecimientos Sanitarios» (1949 y 1965), y las «Estadísticas de Establecimientos Sanitarios» elaborados por el INE.

Un problema similar al de Sanidad se ha planteado en la provincialización de las inversiones en educación en determinados períodos. También aquí se han utilizado datos físicos de unidades y centros esco-

lares, ya que se ha dispuesto de esta información siempre a nivel provincial.

En infraestructuras de Obras Públicas se ha dispuesto de información completa de las inversiones realizadas por provincias, utilizándose tanto información publicada por los Anuarios del Ministerio de Obras Públicas y Boletines como información no publicada.

Las Comunidades Autónomas, dada su reciente creación, no han planteado problemas de obtención de datos históricos. En la investigación se han consultado las liquidaciones presupuestarias y se han clasificado las partidas de inversión de acuerdo con la COFOG.

El agente Corporaciones Locales es un colectivo difícil de investigar debido al elevado número de unidades institucionales que lo integran: más de 8.000 municipios, además de las Diputaciones Provinciales y Cabildos Insulares.

La inversión global de las Corporaciones aparece desde 1958 en las CAP, pero no así su desagregación funcional y territorial[24]. Por otra parte, desde 1984 se dispone de datos con desagregación funcional y provincializada de la inversión elaborados por la Dirección General de Coordinación de las Haciendas Territoriales.

Como fuentes complementarias se han utilizado, entre otras, las monografías de los Planes de Desarrollo, los Anuarios Estadísticos de las Corporaciones Locales, el estudio sobre provincialización y regionalización de inversiones públicas (1965-1981) realizado por el Ministerio de Economía y Hacienda, y las Memorias del Banco de Crédito Local. Para el período anterior a la Guerra Civil se ha utilizado la Historia del Banco de Crédito Local en España. En los periodos para los que se carecía de datos directos de desagregación de las inversiones por funciones se ha utilizado la estructura de créditos a largo plazo del Banco de Crédito Local.

En las Corporaciones Locales merece una mención especial el caso de las Diputaciones forales de Álava y Navarra. En numerosas publicaciones de carácter estadístico, las casillas correspondientes a estas dos instituciones aparecen en blanco. Dado que, además, por su régimen especial han tenido tradicionalmente atribuidas mayores competencias que otras Diputaciones Provinciales, un equipo del IVIE procedió a la consulta *in situ* de las liquidaciones presupuestarias en estas dos insti-

[24] A partir de 1980, las Cuentas Regionales, elaboradas por la Intervención General del Estado, ofrecen información a nivel provincial de las inversiones realizadas por las Corporaciones Locales.

tuciones desde el año 1919. A partir de los datos primarios se ha podido determinar las inversiones para cada año, así como su desagregación funcional.

Finalmente, se debe hacer mención especial al estudio «Riqueza Nacional de España», elaborado por la Universidad Comercial de Deusto en 1968, ya que ha sido utilizado ampliamente en esta investigación.

Para la valoración de flujos de inversión a precios constantes se han elaborado deflactores de precios a partir de 1857, fecha a la que corresponden los primeros flujos de inversión que se han tomado en consideración. Desde 1857 a 1953 se ha elaborado un único deflactor utilizando diversas fuentes. A partir de 1954, se han construido deflactores para cuatro tipos de productos: inmuebles residenciales, otras construcciones, material de transporte, y maquinaria y otro material de equipo. La fuente de información utilizada ha sido las publicaciones de la *Contabilidad Nacional de España.*

REFERENCIAS

Argimón, I. y M. J. Martín (1993), «Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España», Documento de Trabajo 9315, Banco de España, Madrid.

Argimón, I., González-Páramo, J. M., Martín, M. J. y J.M. Roldán (1994), «Productividad e Infraestructuras en la Economía Española», *Moneda y Crédito,* este volumen.

Aschauer, D. (1989), «Is Public Expenditure Productive?», *Journal of Monetary Economics.*

Azariadis, C. y O. Drazen (1990), «Threshold Externalities in Economic Development», *Quarterly Journal of Economics.*

Bajo, O. y S. Sosvilla (1992), «Does Public Capital affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case 1964-1988», *UNED,* Documento de Trabajo 9208.

Barea, J. (1992), *Análisis Económico de los Gastos Públicos en Sanidad y Previsión de los Recursos Necesarios a Medio Plazo,* Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Banco Mundial (1993), *World Tables 1992,* John Hopkins.

Calabuig, V., de Castro, J., Escribá, J. y R. Ruiz (1993), «Estimación del capital privado regionalizado», manuscrito, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).

Draper, M. y J. A. Herce (1993), «Infraestructuras», Documento de Trabajo, 93-07, FEDEA.

Duffy-Deno, K. T. y R. Eberts (1989), «Public Infrastructure and Regional Economic Development: A Simultaneous Equation Approach», Working Paper No. 8909, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Eberts, R. W. (1989), «Public Infrastructure and Regional Economic Development», *Economic Review,* Federal Reserve Bank of Cleveland.

Eisner, R. (1991), «Infraestructure and Regional Performance», *New England Economic Review,* Federal Reserve Bank of Boston.

FMI (1993), *International Financial Statistics Yearbook 1992,* Fondo Monetario Internacional.

García-Milá, T. y T. McGuire (1992), «The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies», *Regional Science and Urban Economics.*

Hausman, J.A. (1978), «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*.

Hulten, Ch. y R .M. Schawb (1992), «Is there too little public capital in the US?», ponencia presentada en el Seminario organizado por el IVIE, *Papel del Sector Público en el Desarrollo Económico*, Valencia 7-11 de Marzo.

INE (1992), *Contabilidad Nacional de España, Serie enlazada 1964-1991, Base 1986*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INE (1993), *Contabilidad Regional de España, Base 1986, Serie homogénea 1980-1989*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

IVIE (1993), *Estimación del stock de capital público en España y en las CC.AA.*, manuscrito, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Valencia.

Mankiw, N., Romer, D. y D. Weil (1990), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*.

Mas, M., Pérez, F. y E. Uriel (1993), «Dotaciones del Capital Público y su distribución regional en España», Documento de Trabajo WP-EC 93-04, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).

Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y E. Uriel (1993a), «Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público», *Papeles de Economía Española*.

Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y E. Uriel (1993b), «Disparidades regionales y convergencia de las CC.AA. españolas», Documento de Trabajo WP-EC 93-05, IVIE. *Próxima publicación en Revista de Economía Aplicada*.

Meade, J. (1952), «External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation», *Economic Journal*.

Munnell, A. (1990a), «Why has Productivity Declined? Productivity and Public Investment», *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston.

Munnell, A. (1990b), «How does Public Infrastucture Affect Regional Performance?», *New England Economic Review*. Federal Reserve Bank of Boston.

Munnell, A. (1990c), *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?*, Federal Reserve Bank of Boston.

OCDE (1992), *Flows and Stocks of Fixed Capital 1964-1989*, Department of Economics and Statistics, Paris.

Roldán, J. M., González-Páramo, J. M. y I. Argimón (1993), «Inversión privada, gasto público y efecto expulsión; evidencia internacional», ponencia presentada en el Workshop sobre «Capital Público, Crecimiento y Convergencia» organizado por el IVIE, Valencia, 21 y 22 de octubre.

Solow, R. (1957), «Technical Change and the Aggregate Production Function», *The Review of Economics and Statistics*.

Universidad Comercial de Deusto (1968), *Riqueza Nacional de España*, Bilbao.

U.S. Bureau of Economic Analysis (1993), *Fixed Reproducible Tangible Wealth in the United States: 1925-1989*, Washington D.C.

Winfrey, R. (1935), «Statistical Analysis of Industrial Property Retirements», Bulletin 125, Iowa Engineering Experiment Station, Iowa State University.

ABSTRACT

This paper analyzes the role of public capital, specially that of different types of infrastructures and their territorial distribution, in the labour productivity gains of the Spanish private sector. The analysis departs from an estimation of public capital endowments, elaborated

for Spain the first time by IVIE, and dissagregated functionally and territorially into the 17 Spanish regions. The main result is that the structure of the public capital is relevant for private productivity and that infrastructures directly linked to the production process have a positive and more significant effect than social ones.

COMENTARIO

José María Roldán
Banco de España

El presente artículo —que se inserta dentro de la corriente de la literatura que estudia del papel que las infraestructuras y el capital público desempeñan como determinantes del crecimiento económico a largo plazo— analiza la distribución regional del capital público en España, así como su impacto sobre la productividad del sector privado. La principal aportación de este trabajo reside en la utiliación de series regionales de *stocks* de capital público y privado, construidos en el IVIE.

En concreto, el artículo se plantea tres cuestiones fundamentales, a saber: (1) ¿Existe en España un nivel *suficiente* de capital público?; (2) ¿Cuál es el impacto del capital público sobre la productividad privada, en particular el de las infraestructuras públicas?; y (3) ¿Cuál es el impacto que la distribución regional del capital público tiene sobre el crecimiento de las regiones?

Las respuestas del artículo a cada una de estas cuestiones son las siguientes. En primer lugar, y a partir de comparaciones internacionales, no parece que exista poco capital público en España, una vez que corregimos por el tamaño relativo de los aparatos productivos (esto es, el distinto peso del capital privado). En segundo lugar, los autores afirman encontrar evidencia de un impacto positivo del capital público sobre la productividad del sector privado, así como un mayor impacto si nos limitamos sólo a infraestructuras públicas[25]. Repasemos brevemente los argumentos que hay detrás de estas afirmaciones.

Los comentarios realizados por los autores que apuntan a que España no está especialmente infradotada de capital público, resultan,

[25] De hecho, las infraestructuras sociales (educativas y sanitarias) no parecen afectar a la productividad privada.

en principio, sorprendentes. Una impresión visual sobre la dotación relativa de infraestructuras viarias y de transporte de España en relación a otros países de la CE nos llevaría, en principio, a la conclusión opuesta. Existen varios hechos que pueden motivar esta aparente paradoja.

Una primera explicación podría derivarse de la doble naturaleza del capital público. Así, el capital público, y en concreto las infraestructuras, pueden ser considerados como un factor de producción en la función de producción del sector privado. Pero, al mismo tiempo, las infraestructuras son bienes públicos, asociados fundamentalmente al consumo de ocio por parte de los agentes privados.

Cuando uno compara el peso del capital público en relación con el total de la población (por ejemplo, a partir de la base internacional de datos de Summers y Heston), observa que España se sitúa, dentro de los países de la OCDE, en los últimos puestos del *ranking*. Sin embargo, si uno computa el *ratio* capital público/PIB, o capital público en relación al capital privado, uno se encuentra con la sorpresa de que España se sitúa entre los países de la OCDE con mayor volumen de capital público. Por tanto, una conclusión tentativa es que nuestra dotación de capital público es suficiente, si consideramos la faceta de éste como factor de producción, pero insuficiente si consideramos el capital público en su faceta de bien público.

Otra posible explicación de esta paradoja reside en el método de construcción de los *stocks* de capital, el llamado método de inventario permanente. En la medida en que exista un mayor coste de producción de las infraestructuras (y que ese mayor coste no se refleje en el deflactor utilizado), un mismo volumen de recursos (en unidades monetarias) dará lugar a una menor dotación efectiva de infraestructuras (en unidades físicas, como kilómetros de carreteras, etc.) y a una sobreestimación del capital público. En el caso de España, existen dos razones para que esto ocurra. En primer lugar, hay que tener en cuenta que España es el segundo país en altitud media de Europa (después de Suiza), con lo que las dificultades orográficas del terreno pueden inducir un mayor coste de construcción de infraestructuras (por ejemplo, por kilómetro de carretera) en relación a otros países. Un segundo motivo se deriva del hecho de que el sector de la construcción es un sector protegido de la competencia exterior, con lo que si existe una mayor ineficiencia de este sector en España en relación a otros países (que se reflejaría en un mayor coste de producción de infraestructuras), ésta se ha podido mantener hasta hoy sin verse afectada por la creciente apertura de la economía española.

Una última explicación reside en la propia dificultad de realizar comparaciones internacionales, tal y como lo reconocen los autores. No sólo sorprende el resultado de España, sino que también son difíciles de explicar las diferencias observadas entre países, como EE.UU. o Alemania, que a priori uno pensaría que deberían tener dotaciones similares de capital público. En definitiva, hay que ser extremadamente prudente a la hora de extraer conclusiones de estas comparaciones internacionales, que siempre están llenas de sesgos implícitos difíciles de corregir.

En cuanto a la última cuestión, el impacto del capital público sobre la productividad del capital privado, el análisis realizado con datos de panel confirman el efecto positivo de las infraestructuras sobre la productividad privada. El resultado obtenido con este panel regional indica, además, que la elasticidad del capital público es mucho menor que la obtenida con datos nacionales, un resultado que es habitual en la literatura.

Este hecho se explica por la existencia del llamado efecto desbordamiento, por el que lo relevante no es el capital público de una determinada región, sino el del conjunto nacional. Una forma sencilla de contrastar esta hipótesis es la de realizar la estimación del panel, sumando al capital público de cada región la dotación de regiones adyacentes. Si la hipótesis de desbordamiento fuera cierta, uno esperaría un incremento del coeficiente del capital público en la estimación de este panel regional.

Este contraste es el efectuado por los autores en el Cuadro 3. Al hacerlo, el valor de la elasticidad de las infraestructuras aumenta un 26%, lo que supone una evidencia favorable a la hipótesis del efecto desbordamiento.

Este respaldo a la hipótesis del desbordamiento tiene importantes implicaciones para la política de infraestructuras. En concreto, la existencia de externalidades de una región a otra sugiere la necesidad, o bien de una política de infraestructuras a nivel nacional (o centralizada), o bien de una coordinación y planificación muy estrecha entre las distintas Comunidades Autónomas con actuaciones en esta materia.

En definitiva, el trabajo presentado por los autores permite profundizar en nuestros conocimientos sobre la dinámica del desarrollo regional en España. Tal y como lo señalan, para que nuestro conocimiento sea completo, sería necesario poseer más información sobre la

distribución regional del capital humano y su papel en el desarrollo de las regiones. A este área, la distribución regional del capital humano, deberían dedicarse esfuerzos en los próximos años.

COMENTARIO

David Taguas
M.º Economía y Hacienda

El papel que juega el sector público en el crecimiento económico es un tema especialmente controvertido. Ya en los clásicos se manifestó una preocupación por la transferencia de recursos del sector privado al público que genera el hipotético incremento del gasto público. La discusión ha sido amplia y se ha centrado en el tamaño y la contribución del gasto público, en los efectos de las distintas fuentes de financiación del mismo y, en definitiva, en si la mayor acumulación de capital público expulsa a la inversión privada. Desde una perspectiva neoclásica, el incremento de capital público hace que la inversión se sitúe por encima del nivel deseado por los agentes racionales, por lo que se produce un efecto *crowding-out* de la inversión privada. Por otra parte, el incremento del capital público, en la medida en que se complemente con el privado, puede aumentar la productividad marginal del capital privado.

Recientemente, Aschauer (1989a y 1989b) ha encontrado una correlación positiva entre el *stock* neto de capital público no militar y varias medidas de la productividad del sector privado. Además, se pone de manifiesto la importancia de distinguir entre las diferentes categorías de gasto público, por la distinta incidencia de las mismas en la productividad privada, destacándose el relevante papel que juegan las infrastructuras en este sentido.

Los resultados obtenidos por Aschauer han suscitado un amplio debate sobre el tema, que se ha concretado en un considerable número de trabajos empíricos para la economía norteamericana (véanse, por ejemplo, Munnell, 1990 y García-Milá y Mc Guire, 1992).

En España, la citada controversia ha dado lugar, igualmente, a la aparición de distintos trabajos de investigación que aportan evidencia empírica sobre la misma. Raymnod (1992) encuentra una relación negativa entre el crecimiento del gasto público y el de la producción, que

explice de la desaceleración producida en éste a partir de 1975. Bajo y Sosvilla (1993) encuentran, en la línea de los trabajos de Aschauer, un efecto positivo del capital público sobre la productividad del capital privado. Argimón *et al.* (1993), utilizando las series de capital estimadas en Argimón y Martín (1993), obtienen igualmente un efecto positivo del capital público en infraestructuras sobre la productividad del capital privado. Mas *et al.* (1993) analizan el efecto de las infraestructuras en la evolución de la producción industrial de las regiones españolas, para el período 1980-89, encontrando igualmente un efecto positivo. Roldán *et al.* (1993) estiman un panel para 12 países industrializados durante el período 1979-87, encontrando un efecto positivo de la inversión pública sobre la privada, a través de la incidencia de las infraestructuras sobre la productividad, así como que el capital público en infraestructuras es un *input* de la función de producción del sector privado. Por último, Dolado *et al.* (1994) no encuentran un efecto significativo de las infraestructuras públicas en el crecimiento regional.

Aunque la metodología y, sobre todo, los datos utilizados en los trabajos comentados son bien distintos, en todos ellos se analiza el problema desde un enfoque uniecuacional en el marco de la teoría neoclásica de la función de producción. Flores *et al.* (1994) plantean el problema en un contexto multiecuacional dinámico, que permite tener en cuenta los efectos de retroalimentación, así como las relaciones de cointegración, entre las variables consideradas. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que no sólo el capital público determina el comportamiento de las variables del sector privado sino que también retardos de las variables privadas determinan el nivel del *stock* de capital público. Igualmente, encuentran una sola relación de cointegración entre las variables, en la línea de los resultados obtenidos por Argimón *et al.* (1993) y Bajo y Sosvilla (1993) y que el efecto, a largo plazo, de la inversión pública en infraestructuras es positivo. Por último, una discusión sobre los efectos del tamaño del sector público, en un contexto multiecuacional como el que proporciona el MOISEES (véase Molinas *et al.* (1990)), se puede encontrar en Mestre y Taguas (1991) y las respuestas del modelo a variaciones de la inversión pública se puede ver, por ejemplo, en Andrés *et al.* (1993).

El trabajo de los profesores, Mas, Maudos, Pérez y Uriel constituye una importante aportación a este tema, desde una perspectiva regional. Analizan la influencia de la dotación de infraestructuras en la productividad del sector privado, mediante un panel para las distintas regiones

españolas durante el período 1980-89. Los resultados obtenidos muestran un efecto positivo de la acumulación de capital público en la productividad privada, así como la composición del *stock* de capital público es muy relevante para la misma. Las infraestructuras (carreteras, obras hidráulicas, estructuras urbanas y puertos) inciden con un efecto positivo en la productividad, que no se encuentra en el caso del capital público en educación y sanidad.

Los autores abordan el problema analizando, en primer lugar, la suficiencia del *stock* de capital español en relación con el nivel de actividad. En segundo lugar, centran la atención en la composición del *stock* de capital público, distinguiendo entre productivo y no productivo o social. Por último, analizan si las diferencias en dotación de capital público son relevantes para explicar la productividad de las regiones españolas. Cabe destacar que en el trabajo no sólo se tienen en cuenta las dotaciones de capital público de cada región sino que, además, se considera el efecto que puede tener el capital de las regiones colindantes. Este tema es de gran importancia, puesto que permite tener en cuenta las externalidades que se generen de la utilización de la red de infraestructuras. Los autores encuentran un efecto mayor sobre la productividad en este caso, lo que confirma la hipótesis anterior.

La respuesta al primer problema planteado se ofrece en términos de la comparación de los niveles de capital público y privado, en el caso español, con siete países del área de la OCDE. Los resultados que se presentan en el trabajo (véanse los Gráficos 2, 3 y 4) llaman bastante la atención. en el Gráfico 2 se puede ver que el *ratio* capital total sobre producción es parecido en España y Bélgica y ligeramente inferior al de Reino Unido, Alemania y Australia; pero sorprende que Grecia ocupe el primer lugar de los países considerados y Estados Unidos el último. Por lo que respecta al *ratio* capital privado sobre producción (Gráfico 3) el ranking es muy similar al anterior, ocupando nuevamente Grecia el primer lugar y Estados Unidos el último. En cuanto al capital público sobre producción, es Finlandia la que ocupa el primer lugar, seguida de Estados Unidos, quedando Grecia muy rezagada respecto a los demás países. Llama, igualmente, la atención la situación española con un nivel de capital público superior a los de Alemania y el Reino Unido. Estos resultados parecen confirmar los conocidos problemas a que se enfrenta la comparación de datos macroeconómicos a nivel internacional. En Summers y Heston (1991) se pone de manifiesto que la participación de la inversión en la producción evoluciona de forma distinta, con el nivel de

renta *per cápita,* cuando se mide en moneda nacional de cada pàis o cuando se hace en dólares internacionales. Mas concretamente, en la Tabla 1, en moneda nacional, es superior al peso en dólares internacionales, para los países con bajo nivel de renta *per cápita.* La situación se invierte en el caso de los países con un elevado nivel de desarrollo. Ello da lugar a pensar que los bienes de equipo son más baratos a medida que el nivel de renta *per cápita* es más elevado, lo que puede contribuir, en parte, a explicar los resultados que se presentan en el trabajo.

En cuanto a la composición del capital público, los autores comparan la estructura nacional en 1980, 1985 y 1991 del capital público en carreteras, puertos, obras hidráulicas, estructuras urbanas, sanidad y educación, así como el peso del capital productivo en el total y del capital público en el privado durante 1980 y 1991 (en el primer caso) y 1980 y 1989 (en el segundo), para las regiones españolas. En este caso, parece que hubiera sido adecuado, dado el interés del tema, llevar a cabo una descripción detallada del capital público y su composición, tanto a nivel, regional como por funciones, para, al menos, el período considerado.

El análisis de los efectos del capital público en la productividad privada se lleva a cabo mediante la estimación de una función de producción Cobb-Douglas, en la que se considera como *inputs* adicionales el capital público productivo y el no productivo o social. A diferencia de otros trabajos, anteriormente citados, los autores normalizan por empleo privado, estimando la productividad del trabajo en función de una tendencia (que aproxima el crecimiento tecnológico) y los *ratios* entre capital privado, capital público productivo y no productivo respecto al empleo privado. En el trabajo se estima un panel para las regiones españolas que comprende el período 1980-89, obteniéndose el estimador de efectos fijos.

Respecto a los datos utilizados cabe hacer algunas consideraciones. En primer lugar, la disponibilidad de datos a partir de la Contabilidad Regional de España se limita a macromagnitudes expresadas en precios corrientes de cada año. En este trabajo se utiliza el deflactor del producto interior bruto a precios de mercado para expresar los valors añadidos brutos regionales a precios de mercado, excluida la rama de actividad de servicios no destinados a la venta, en precios constantes de 1986 ó 1990, en la línea de otros trab ajos (véanse Dolado *et al.,* 1994 y Mas *et al.,* 1993). Sin embargo, ello puede alterar los resultados en la medida en que la estructura productiva de cada región y la evo-

lución de los precios de los *inputs* característicos de cada actividad sean diferentes. Se supone, de alguna manera, que el nivel de especialización de cada región en la producción de determinados bienes y servicios no altera los resultados. En segundo lugar, no se hace mención en el trabajo a la evolución de las productividades regionales durante el período considerado, información que el lector poco familiarizado con los datos regionales puede echar de menos. Debe tenerse en cuenta que regiones que pueden no haber tenido cambios importantes en su productividad observada pueden, sin embargo, haber experimentado cambios relevantes en la producción y el empleo.

En el Cuadro 1 anexo a este comentari se pueden ver los valores añadidos brutos regionales a precios constantes de 1986, excluida la rama de actividad «Servicios no destinados a la venta», para 1980 y 1989, obtenidos a partir del deflactor del producto interior bruto a precios de mercado (base 1986), tal como proponen los autores. Igualmente se presenta la estructura regional de los mismos y el crecimiento que se deduce en el período considerado, 1980-89. En el Cuadro 2 se puede ver la evolución del empleo regional, excluido igualmente el correspondiente a los servicios no destinados a la venta, así como su estructura y tasa de crecimiento en el período. En el Cuadro 3 se presenta la productividad privada regional durante 1980 y 1989, así como su comparación con la productividad que se obtiene para la economía española en dichos años y el crecimiento de la misma en el período 1980-89.

En el Cuadro 3 se pone de manifiesto que las regiones con una productividad más alta en 1980 y 1989 son Madrid, un 29,3 y un 23,8 por ciento, respectivamente, por encima de la nacional, y el País Vasco con un 22,0 y un 23,8 por ciento. Sin embargo, mientras que en Madrid se produce un incremento del empleo privado, durante el período 1980-89, del 13,0 por ciento, en el caso del País Vasco se produce, en el mismo período, una caída del empleo del 6,7 por ciento. Las regiones con menor productividad, Galicia y Extremadura, mantienen sus posiciones ambos años y han sufrido caídas del empleo durante el período considerado, que son más relevantes en el caso gallego.

En el Cuadro 4 se puede ver el *stock* de capital público neto, total y productivo, por habitante en 1980 que se obtiene a partir de la información proporcionada en Mas, Pérez y Uriel (1993) y de la población de derecho de cada región a mitad del año considerado. Como se puede apreciar, los más bajos niveles de *sotck* de capital público pro-

ductivo por habitante se tienen en los casos de Madrid, Cataluña, Murcia, Galicia, Valencia y el País Vasco, mientras que los niveles más elevados se encuentran en Castilla-La Mancha, Aragón, Castilla-León, Navarra y Extremadura. Teniendo en cuenta que entre las primeras se encuentran, con la excepción de Galicia, las regiones con más alta productividad y entre las segundas, con la excepción de Navarra, las regiones con productividad más baja, parece deducirse que pueda existir una relación inversa entre el nivel de productividad de las regiones españolas y su dotación de capital público *per cápita*. Esta situación parece confirmarse con los datos de 1990 (véase el Gráfico 4 del trabajo de Mas *et al.*, 1993). Como se puede ver en el Cuadro 4, la consideración del *stock* de capital público productivo por ocupado del sector privado no altera sustancialmente lo comentado respecto a la población total, aunque la corrección por tasa de actividad y tasa de ocupación modifica en parte la clasificación anterior. En este caso, las regiones con menos dotaciones de capital público productivo por ocupado resulta ser Cataluña, Galicia, Baleares y Madrid, mientras que las mejor dotadas son Castilla-La Mancha, Extremadura, Aragón y Castilla-León. Sin embargo, los efectos de la dotación de infraestructuras en la productividad privada son más complejos de lo que puede deducirse de la simple observación de los datos anteriores. En el trabajo, al no poderse rechazar la correlación entre los efectos individuales de cada región y las variables explicativas, se opta por el estimador de efectos fijos, obteniéndose un nítido efecto positivo del capital público productivo en la productividad privada.

Si se considera que las diferencias entre los efectos fijos estimados para cada región son estadísticamente significativas, se aprecia que los efectos fijos más pequeños se asocian con regiones de baja productividad como Extremadura, Castilla-León, Castilla-La Mancha y Aragón, mientras que los más elevados corresponden, sin considerar las regiones insulares, a regiones como el País Vasco, La Rioja, Navarra, Murcia y Madrid (véase el Cuadro 3 del trabajo). Ello parece sugerir la existencia de correlación negativa entre los efectos fijos y el *stock* de capital productivo por ocupado, lo que puede poner de manifiesto que el efecto de las infraestructuras es doble: por una parte, existe un efecto directo sobre la productividad y, por otra, un efecto indirecto sobre el efecto individual de cada región.

Por último, el resultado obtenido respecto a la falta de significatividad de la tendencia, que trata de aproximar el papeld el progreso téc-

nico éxogeno, junto con la obtención de rendimientos constantes a escala en todos los factores, es similar al obtenido en otros trabajos (Argimón *et al.*, 1993 y Bajo y Sosvilla, 1993). A la luz del modelo neoclásico con crecimiento exógeno, este resultado es relevante puesto que la única fuente de explicación del crecimiento de la renta *per cápita* a largo plazo es el crecimiento de los factores productivos y, más concretamente, de la acumulación de capital público.

A modo de conclusión, el trabajo de Mas, Maudos, Pérez y Uriel reviste una gran importancia y contribuye, sin duda, a centrar el debate sobre el papel de la acumulación de capital público en el crecimiento económico, que en muchas ocasiones se plantea más en términos políticos que estrictamente económicos. Por otra parte, también se pone de manifiesto la importancia que para la investigación en economía regional en España tiene la aportación de los autores, en base al valioso esfuerzo realizado en la elaboración de series de capital público regionalizadas para la economía española.

CUADRO 1
VALOR AÑADIDO BRUTO A PRECIOS DE MERCADO[1]
(Millones de Pesetas Constantes de 1986)[2]

	AÑOS		ESTRUCTURA (%)		Tasa de variación
CC.AA.	1980	1989	1980	1989	1989/80
ANDALUCIA	3.069.527	3.914.462	142,42	12,87	27,5
ARAGON	843.876	1.044.624	3,41	3,43	23,8
ASTURIAS	717.412	803.400	2,90	2,64	12,0
BALEARES	494.202	683.725	2,00	2,25	38,3
CANARIAS	882.411	1.135.554	3,57	3,73	28,7
CANTABRIA	364.785	419.511	1,48	1,38	15,0
CASTILLA Y LEON	1.513.918	1.710.303	6,12	5,62	13,0
CASTILLA-LA MANCHA	895.740	1.134.720	3,62	3,73	26,7
CATALUÑA	4.928.398	6.019.254	19,93	19,78	22,1
C. VALENCIANA	2.507.546	3.039.904	10,14	9,99	21,2
EXTREMADURA	373.456	512.225	1,51	1,68	37,2
GALICIA	1.490.088	1.751.402	6,03	5,76	17,5
MADRID	3.448.935	4.472.267	13,95	14,70	29,7
MURCIA	606.319	746.787	2,45	2,45	23,2
NAVARRA	421.777	525.921	1,71	1,73	24,7
PAIS VASCO	1.903.556	2.158.347	7,70	7,09	13,4
LA RIOJA	222.347	266.225	0,90	0,88	19,7
CEUTA Y MELILLA	39.641	48.889	0,16	0,16	23,3
ESPAÑA	24.723.931	30.424.656	100,00	100,00	23,1

1. Excluyendo la rama de actividad «Servicios no destinados a la venta». 2. Utilizando el deflactor del PIBpm, base 1986.
Fuente: Contabilidad Regional de España.

CUADRO 2
EMPLEO REGIONAL[1] (Miles de Personas)

CC.AA.	AÑOS 1980	AÑOS 1989	ESTRUCTURA (%) 1980	ESTRUCTURA (%) 1989	Tasa de variación 1989/80
ANDALUCIA	1.309	1.422	13,02	13,77	8,6
ARAGON	349	351	3,47	3,40	0,5
ASTURIAS	358	301	3,56	2,91	—16,0
BALEARES	198	219	1,97	2,12	10,7
CANARIAS	326	342	3,24	3,32	5,1
CANTABRIA	163	142	1,62	1,37	—13,0
CASTILLA Y LEON	748	703	7,44	6,81	—6,0
CASTILLA-LA MANCHA	415	416	4,13	4,02	0,2
CATALUÑA	1.789	1.841	17,80	17,82	2,9
C. VALENCIANA	990	1.086	9,85	10,52	9,7
EXTREMADURA	236	234	2,35	2,27	—0,7
GALICIA	961	913	9,56	8,84	—5,0
MADRID	1.085	1.226	10,79	11,87	13,0
MURCIA	237	267	2,35	2,59	13,0
NAVARRA	157	167	1,56	1,62	6,2
PAIS VASCO	635	592	6,31	5,73	—6,7
LA RIOJA	81	87	0,81	0,84	6,8
CEUTA Y MELILLA	17	20	0,17	0,20	19,5
ESPAÑA	10.054	10.329	100,00	100,00	2,7

1. Excluyendo la rama de actividad «Servicios no destinados a la venta».. Fuente: Contabilidad Regional de España.

CUADRO 3
PRODUCTIVIDAD PRIVADA[1] (Miles de Pesetas Constantes de 1986 por Ocupado)[2]

CC.AA.	AÑOS 1980	AÑOS 1989	INDICES (España=100) 1980	INDICES (España=100) 1989	Tasa de variación 1989/80
ANDALUCIA	2.344,2	2.753,0	95,33	93,46	17,4
ARAGON	2.415,9	2.975,3	98,24	101,01	23,2
ASTURIAS	2.004,5	2.671,8	81,51	90,70	33,3
BALEARES	2.497,2	3.122,0	101,55	105,99	25,0
CANARIAS	2.709,3	3.316,5	110,17	112,59	22,4
CANTABRIA	2.236,6	2.956,4	90,95	100,36	32,2
CASTILLA Y LEON	2.024,0	2.433,2	82,30	82,60	20,2
CASTILLA-LA MANCHA	2.158,9	2.730,3	87,79	92,69	26,5
CATALUÑA	2.754,4	3.270,1	112,01	111,01	18,7
C. VALENCIANA	2.533,1	2.798,7	103,01	95,01	10,5
EXTREMADURA	1.582,4	2.186,2	64,35	74,22	38,2
GALICIA	1.550,1	1.918,3	63,03	65,12	23,8
MADRID	3.178,7	3.647,9	129,26	123,84	14,8
MURCIA	2.563,7	2.794,9	104,25	94,88	9,0
NAVARRA	2.683,1	3.151,1	109,11	106,98	17,4
PAIS VASCO	2.999,6	3.645,2	121,98	123,75	21,5
LA RIOJA	2.741,6	3.074,2	111,49	104,36	12,1
CEUTA Y MELILLA	2.345,6	2.420,3	95,38	82,16	3,2
ESPAÑA	2.459,1	2.945,6	100,00	100,00	19,8

1. Valor añadido bruto a precios de mercado entre ocupados (excluidos los servicios no destinados a la venta).
Fuente: Elaboración propia a partir de la Contabilidad Regional de España.

CUADRO 4
STOCK DE CAPITAL PUBLICO NETO TOTAL Y PRODUCTIVO PER CAPITA Y POR OCUPADO DEL SECTOR PRIVADO EN 1980
(Miles de Pesetas de 1990)

CC.AA.	Capital neto total por habitante	Capital neto productivo por habitante	Capital neto productivo por habitante
ANDALUCIA	198,8	138,7	676,6
ARAGON	349,7	270,5	929,6
ASTURIAS	222,6	165,0	522,2
BALEARES	163,7	111,5	368,0
CANARIAS	243,3	178,4	743,3
CANTABRIA	211,5	136,3	427,3
CASTILLA Y LEON	302,4	230,7	795,5
CASTILLA-LA MANCHA	337,6	277,8	1.102,4
CATALUÑA	152,1	107,4	356,8
C. VALENCIANA	176,3	122,4	450,0
EXTREMADURA	264,6	215,4	970,3
GALICIA	177,9	122,1	357,0
MADRID	165,6	93,8	404,3
MURCIA	172,0	121,7	488,8
NAVARRA	293,5	227,6	736,6
PAIS VASCO	200,3	134,5	454,4
LA RIOJA	259,4	187,5	585,9
ESPAÑA	210,0	149,8	559,0

Fuente: Elaboración propia a partir de Mas, Pérez y Uriel (1993).

REFERENCIAS

Andrés, J.; Molinas, C. y Taguas D. (1993): «Convergencia, Paco Social y Política Fiscal». *Revista de Economía Aplicada.*

Argimón, I.; González-Páramo, J. M.; Martín, M. J. y Roldán, J. M. (1993): «Productividad e Infraestructuras en la Economía Española». *Moneda y Crédito,* este número.

Argimón, I. y Martín, M. J. (1993): «Series de stock de Infraestructuras del Estado y de las Administaciones Públicas en España». Documento de Trabajo n.º 9315. Banco de España.

Aschauer, D. A. (1989a): «Is Public Expenditure Productive?». *Journal of Monetary Economics.*

Aschauer, D. A. (1989a): «Does Public Capital Crowd-out Private Capital?». *Journal of Monetary Economics.*

Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): «Does Public Capital Affect Private Sector PerformanceÇ An Analysis of the Spanish Case, 1964-88». *Economic Modelling.*

Dolado, J. J.; González-Páramo, J. M. y Roldán, J. M. (1994): «Convergencia Económica entre las Provincias Españolas: Evidencia Empírica (1955-1989)». *Moneda y Crédito,* este número.

Flores, R.; Gracia, M. y Pérez, T. (1994): «Efectos de la Inversión en Infraestructuras sobre la Economía Española». Departamento de Economía Cuantitativa. Universidad Complutense de Madrid, manuscrito.

Gacía Milá, T. y McGuire, T. (1992): «The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies». *Regional Science and Urban Economics.*

Mas, M.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993): «Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España». Documento de Trabajo WP-EC 93-04. IVIE.

Mas, M.; Maudos, J.; Pérez, F. y Uriel, E. (1993): «Competitividad, Productividad Industrial y Dotaciones de Capital Público». *Papeles de Economía Española.*

Mestre, R. y Taguas, D. (1991): «Modelos macroeconómicos y política económica: Efectos de una reducción del sector público en el MOISEES». *Cuadernos Económicos de ICE.*

Molinas, C. *et al.* (1990): MOISEES. Un Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española. Antonio Bosch e Instituto de Estudios Fiscales, editores.

Munnell, A. (1990): «Why Has Productivity Declined? Productivity and Public Investment». New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 3-22.

Raymond, J. L. (1992): «Gasto público y crecimiento económico. Un análisis de los efectos del sector público en España y en laEuropa comunitaria». Papeles deEconomía Española, n.º 52/53, pás. 180-198.

Roldán, J. M.; González-Páramo, J. M. y Argimón, I. (1993): «Inversión Privada, Gasto Público y Efecto Expulsión: Evidencia Internacional». Workshop sobre «Capital Público, Crecimiento y Convergencia». IVIE: Valencia, 21-22 Octubre.

Summers, R. y Heston, A. (1991): «The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88». *Quarterly Journal of Economics.*

DISCUSION GENERAL

Al hilo de las observaciones sobre las comparaciones internacionales, Francisco Pérez afirma que en el artículo se desea destacar algunos puntos concretos. En primer lugar, que cuando se plantea hacer un esfuerzo continuado de aumento del capital público se debe plantear a la vez la conveniencia de mantener un equilibrio entre la evolución del capital público y del capital privado. En el artículo se pone de manifiesto que el segundo es relativamente bajo en España. El segundo punto es que el problema de las regiones atrasadas no es necesariamente la insuficiencia de capital público, al menos en términos de algunos *ratios* presentados en el artículo.

En tercer lugar, de las comparaciones internacionales presentadas se deduce que el *ratio* capital-producto no está muy alejado en España de los de otros países europeos grandes, pero sí lo está de países más grandes y con menor densidad de población (como Estados Unidos o Canadá) y de otros pequeños con gran densidad de población (como Bélgica).

Finalmente Francisco Pérez coincide con José María Roldán en la relevancia del *ratio* capital público-población, de manera que nuestro capital público está en consonancia con el tamaño de nuestra producción pero no tanto con nuestra población. También señala que si se utiliza otro denominador, como la superficie, se evidencia que las regio-

nes relativamente ricas están bien dotadas y las relativamente pobres mal dotadas de capital público.

A la observación de David Taguas de que se podrían utilizar deflactores regionales, Ezequiel Uriel responde que no existen deflactores de valor añadido regionales y que no le parece deseable emplear el índice de precios al consumo regional, pues este índice podría captar bien la evolución de los precios pero no el nivel de precios que se desea medir, conteniendo además errores de medida que podrían sesgar los resultados en vez de mejorar la estimación.

Productividad e infraestructuras en la economía española*

ISABEL ARGIMÓN
Banco de España

JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-PÁRAMO
Universidad Complutense y Banco de España

M.ª JESÚS MARTÍN
Banco de España

JOSÉ M.ª ROLDÁN
Banco de España

1. INTRODUCCION

La expansión del gasto público registrada en los últimos años se ha justificado en gran medida atendiendo a objetivos redistributivos. En el período 1975-1991, los gastos de redistribución de renta y riqueza explican un 60% del aumento del gasto total neto de intereses. No obstante, pese a sus efectos positivos, el gasto público no es un bien gratuito para la sociedad. El alivio de la pobreza o la provisión pública de pensiones o seguros de paro tienen dos elementos de coste. Primero, el asociado a la desviación de recursos que se emplearían en actividades privadas directamente productivas. Asimismo, la intervención del gobierno tiende a trastocar las señales de precios y, por tanto, el dinamismo económico. La evaluación empírica de estos costes es difícil, aunque existe alguna evidencia que establece una relación negativa entre el tamaño del sector público y el crecimiento (por ejemplo, Grossman, 1988; Grier y Tullock, 1989). En el caso de España, Raymond (1992) ha estimado que la expansión del gasto público corriente explica casi una cuarta parte de la desaceleración en el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) entre los períodos 1960-1974 y 1975-1991.

Esta relación puede explicarse por varios motivos, entre los que cabe destacar una inadecuada composición del gasto público. En España, los gastos públicos dedicados a la formación de capital colectivo

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de J. J. Dolado, X. Sala i Martín, de un evaluador anónimo y de los asistentes al VI Simposio de *Moneda y Crédito*.

—y, en especial, de infraestructuras— han tenido tradicionalmente escaso peso relativo. La relación entre capital público en infraestructuras y productividad ha sido objeto de atención en una serie de trabajos recientes (Aschauer, 1989; Munnell, 1990a, b; Ford y Poret, 1991; Berndt y Hansson, 1992; Holtz-Eakin, 1992; Easterly y Rebelo, 1993). Aunque los resultados difieren según la metodología empleada (de datos temporales agregados o sectoriales, de sección cruzada para países o para regiones y de panel para regiones) y las definiciones de la variable de capital público utilizadas, la evidencia en su conjunto apunta a una relación positiva entre capital público y productividad privada. En esta misma línea apuntan los resultados de Bajo y Sosvilla (1992) para el caso español, si bien no se diferencia entre capital público e infraestructuras.

En el presente trabajo se analiza el efecto de la acumulación de capital público sobre la productividad del sector privado de la economía española, prestándose especial atención al papel de las infraestructuras públicas. La conjetura de partida es que son éstas —especialmente, las relacionadas con transportes y comunicaciones— las que pueden tener un mayor efecto sobre la productividad privada, frente a otras inversiones (por ejemplo, la construcción de edificios administrativos). La disponibilidad de las series de infraestructuras construidas por Argimón y Martín (1993) permite abordar empíricamente esta cuestión, a partir de la estimación de funciones de producción en las que el *stock* de infraestructuras públicas es una variable explicativa.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la Sección 2 se destacan algunos rasgos estilizados de la evolución de la productividad del sector privado en el período 1964-1990. Entre las posibles explicaciones de esa evolución se cuenta la política pública orientada a la provisión de infraestructuras. En la Sección 3 se introduce el marco teórico. La Sección 4, que comienza con una breve descripción de las series utilizadas, contiene las estimaciones econométricas de los parámetros de una función de producción agregada en la que las infraestructuras son un factor adicional. Por último, la Sección 5 resume los principales resultados y valora sus posibles implicaciones. El trabajo incluye dos apéndices, uno sobre los contrastes utilizados y otro sobre causalidad.

2. LA PRODUCTIVIDAD DEL SECTOR PRIVADO (1964-1990)

El efecto agregado que el sector público tiene sobre la producción del sector privado no puede analizarse sin considerar el papel desem-

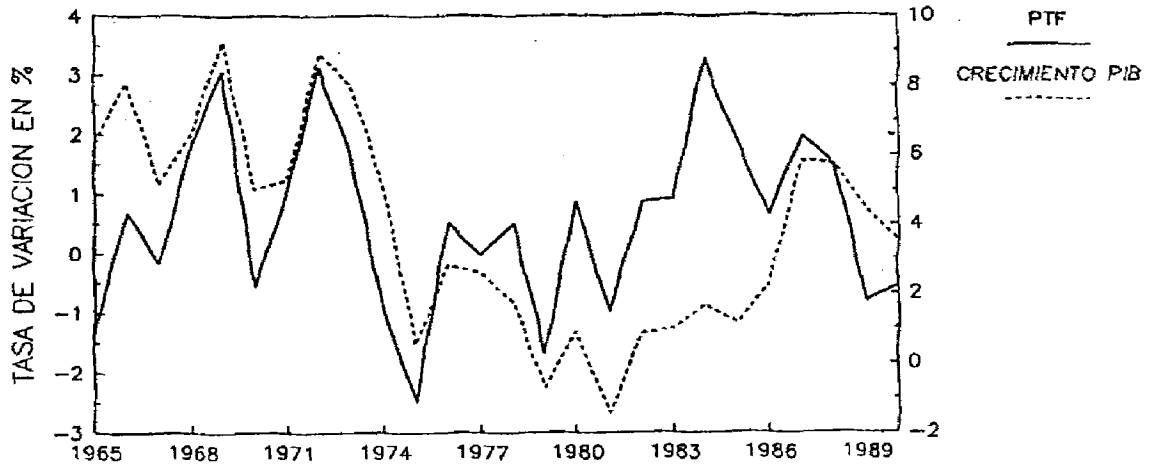
peñado por la propia evolución de los *inputs* privados. Una medida que permite ese análisis preliminar es el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF), esto es, el crecimiento del valor añadido que no puede ser imputado a aumentos en los *inputs* de capital y trabajo. El crecimiento de la PTF reflejará, pues, mejoras en la producción, debidas a aumentos en la eficiencia productiva o a algún otro factor que afecte a la función de producción, y que no haya sido explícitamente tenido en cuenta.

Una forma de calcular la tasa de variación de la PTF del sector privado es a través del residuo de Solow, definido como:

$$\dot{PTF} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{L}}{L} - (1-\alpha) \frac{\dot{K}}{K} \qquad (1)$$

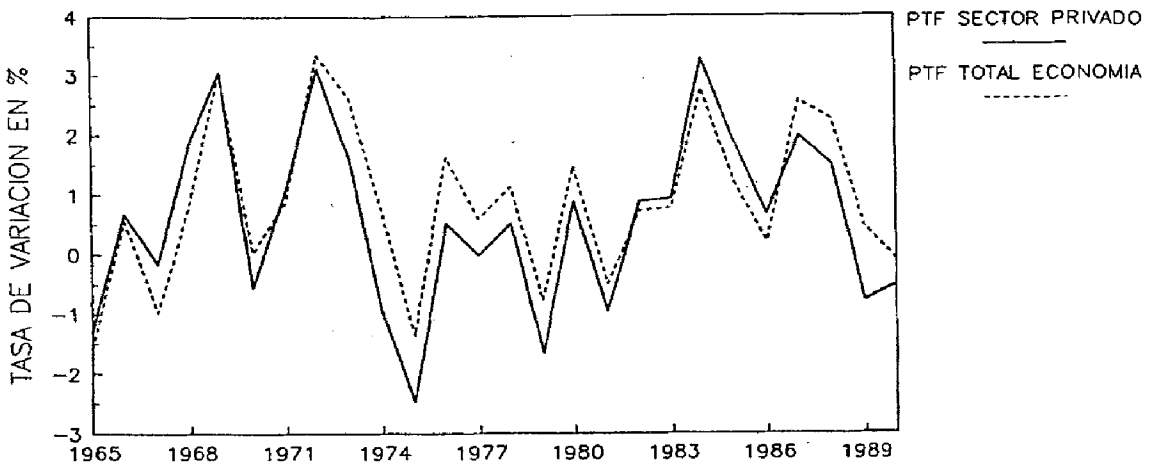
donde Y es la producción privada, L el empleo en el sector privado, K el capital productivo privado (que excluye existencias e inmuebles), α la participación de la remuneración de los asalariados en el PIB privado (que tiene un valor medio, de 1964 a 1990, del 46%) y el punto indica la variación en el tiempo. Obsérvese que, si la función de producción fuera Cobb-Douglas con rendimientos constantes ($Y=AK^{1-\alpha} L^{\alpha}$), la participación de la remuneración de asalariados respecto al PIB (wL/Y) coincidiría con el parámetro del trabajo en esa función de producción (α), si al factor se le remunera según su productividad marginal ($w=\partial Y/\partial L$), esto es, si hay competencia perfecta.

GRAFICO 1
PRODUCTIVIDAD DE LOS FACTORES
SECTOR PRIVADO



Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.
PTF: Productividad Total de los Factores.

GRAFICO 2
PRODUCTIVIDAD DE LOS FACTORES
SECTOR PRIVADO Y TOTAL DE ECONOMIA



Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.
PTF: Productividad Total de los Factores.

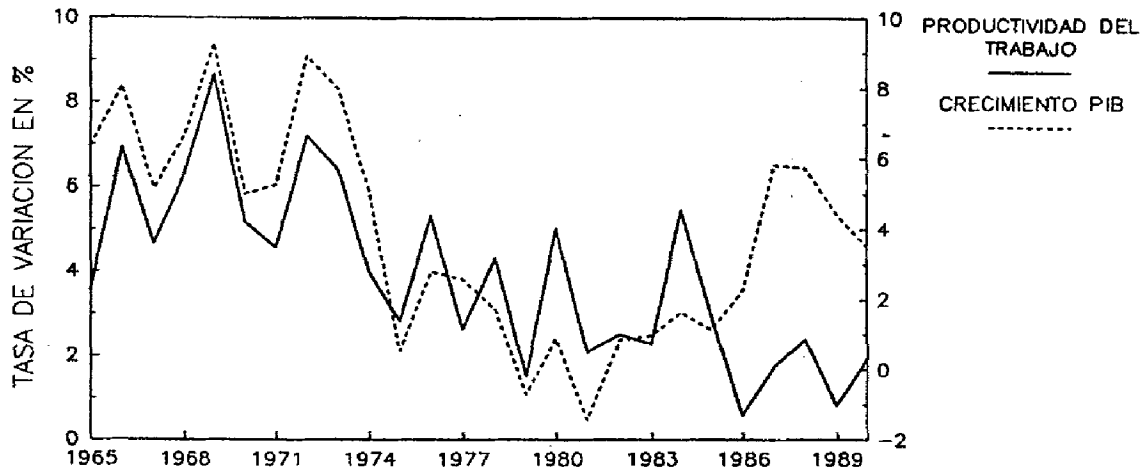
En el Gráfico 1 se presenta la tasa de variación de la PTF del sector privado (escala de la izquierda) y se compara con la tasa de crecimiento del PIB privado (escala de la derecha), obtenida con datos anuales de contabilidad nacional. En el Gráfico 2 se muestra la PTF del sector privado y la total de la economía, observándose que las diferencias son muy reducidas. El rango de variación en el sector privado es más amplio que en el conjunto de la economía, lo que puede ser indicativo de que el sector público ha tendido a actuar, en muchos casos, de forma compensatoria.

Como se observa en el Gráfico 1, la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores para el período 1964-1990 muestra un perfil muy similar al de la tasa de crecimiento del PIB privado. Esa relación positiva entre productividad total y PIB, que se manifiesta en el caso de España, contrasta con los resultados obtenidos para otros países, en los que se observa una tendencia decreciente en la PTF (ver Englander y Mittelstädt, 1988 y Hernando y Vallés, 1992), independiente de la evolución del PIB. En realidad, se podría afirmar que el crecimiento de la productividad total se fue reduciendo desde los años setenta hasta principios de los ochenta. Sin embargo, una vez se inicia la recuperación de la economía, la PTF experimenta un importante crecimiento y sólo vuelve a caer cuando se producen los primeros síntomas de agotamiento

del ciclo expansivo. Este perfil temporal de la productividad se mantiene aun cuando se utilizan otras vías de cómputo de los coeficientes utilizados en (1). En concreto, cuando el parámetro α se obtiene de la estimación econométrica de una función de producción Cobb-Douglas en la que se han impuesto rendimientos constantes, el perfil obtenido es el mismo, confirmando la aparente prociclicidad de la PTF.

En cuanto a la productividad del trabajo, se observa en el Gráfico 3 que también ha tenido un comportamiento muy similar a la evolución del PIB privado, excepto para los últimos años de la muestra. A partir de 1985, el diferencial de crecimiento de estas dos variables aumenta, observándose una cierta estabilización del crecimiento de la productividad a niveles reducidos. Consecuentemente, se puede hablar de una tendencia decreciente de la productividad del trabajo en el período 1964-1990. La prociclicidad que se observa en la primera parte de la muestra se explica en la literatura por la existencia de *shocks* tecnológicos asociados al ciclo, de rendimientos crecientes, o de atesoramiento de trabajo. De nuevo, la ausencia de una recuperación de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo en el último período destaca frente a la evidencia sobre prociclicidad de la productividad del trabajo obtenida para otros países (véase Hernando y Vallés, 1992).

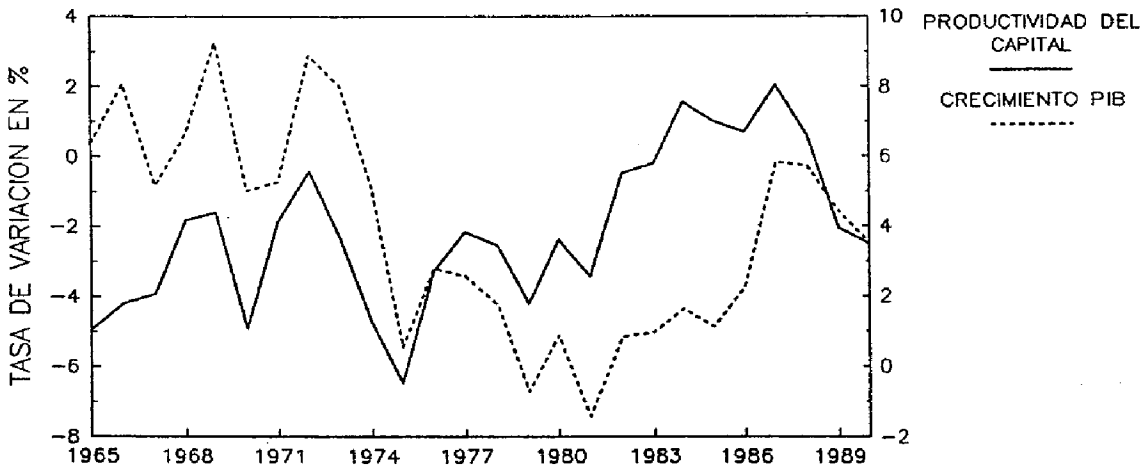
GRAFICO 3
PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO
SECTOR PRIVADO



Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.

La productividad del capital, cuya evolución está recogida en el Gráfico 4, también presenta un cambio en su patrón de comportamiento a principios de los años ochenta. Así, durante los primeros años de la muestra, en las fases de auge la aportación del capital era reducida y, en cambio, cuando el PIB crecía poco se reducía el diferencial de crecimiento. Sin embargo, a partir de 1981 la recuperación de la tasa de crecimiento del PIB va acompañada por una recuperación destacada del crecimiento de la productividad del capital.

GRAFICO 4
PRODUCTIVIDAD DEL CAPITAL
SECTOR PRIVADO



Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.

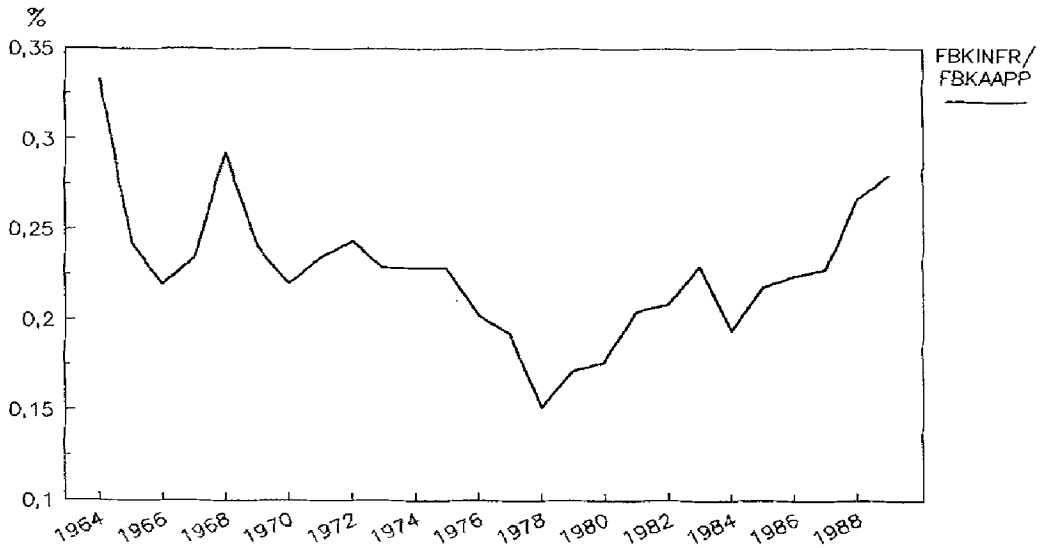
En resumen, tenemos tres hechos estilizados en relación con la productividad: la prociclicidad del crecimiento de la PTF en todo el período 1964-1990 (evidencia que contrasta con la desaceleración sistemática observada en otros países), la anticiclicidad de la productividad del trabajo en la década de los ochenta (que contrasta con la prociclicidad del trabajo observada en otros países), y el aumento de la productividad del capital en ese último período, cuando con anterioridad el patrón era esencialmente de estabilidad. Por tanto, se puede afirmar que en la década de los ochenta se ha concentrado una serie de rasgos específicos en la evolución de las distintas productividades.

En estos últimos años, se ha observado una serie de elementos que podrían explicar en parte este cambio en el patrón de evolución de la

productividad de los dos factores. En primer lugar, el esfuerzo realizado por el sector público para renovar y mejorar las infraestructuras ha sido notable (véase el Gráfico 5). De hecho (véase el Cuadro 1, columna 1), la inversión pública ha ido aumentado hasta situarse, en los últimos años, en el entorno del 5% del PIB. Esa mejora ha podido ser el factor que haya impulsado la aceleración de la productividad del capital, en un momento en que la relación capital/trabajo se situaba en sus valores más reducidos.

GRAFICO 5

RELACION INVERSION EN INFRAESTRUCTURAS/INVERSION PUBLICA TOTAL



FBKINFR:inversión en infraestructuras del Estado y las Administraciones Territoriales; FBKAAPP: inversión total de las Administraciones Públicas

Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.

Por otra parte, en 1986, se produjo una fortísima caída de los precios del petróleo (columna 2 del Cuadro 1), que se transmitió a un menor coste de la energía. El *shock* de oferta positivo que supuso esa caída del precio del petróleo podría haber incidido sobre estos hechos estilizados. A este respecto, la complementariedad del *input* energía con el capital podría explicar el aumento de la productividad del capital cuando disminuyó el precio de la energía.

El proceso de apertura de la economía española al exterior, que culminó con la incorporación de España a la Comunidad Europea (CE), es otro posible factor explicativo (columna 3 del Cuadro 1). En efecto, la mayor competencia que supuso esa mayor apertura ha podido llevar a la adopción de tecnologías más productivas para poder competir en

CUADRO 1
EVOLUCION DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL EN EL PERIODO 1985-1991: FACTORES EXPLICATIVOS

	Inversión pública (en % PIB) (1)	Precio relativo energía[a] (2)	Grado de apertura (en % PIB)[b] (3)	Inversión en bienes de equipo (tasas de crec. real)[c] (4)	Tasa de paro (%) (5)	*Ratio* de temporalidad[d] (%) (%) (6)	Parados sin empleo previo (% total paro)[e] (7)
1964/1973	2,8	0,66	22,0	11,0	1,5	—	—
1974/1984	2,4	1,76	30,0	—1,0	9,9	—	—
1985	3,5	2,21	36,1	7,9	21,6	—	40,0
1986	3,5	1,00	37,6	12,5	21,2	—	41,1
1987	3,3	0,89	40,1	20,5	20,5	18,2	37,9
1988	3,7	0,71	41,9	16,3	19,5	23,3	35,4
1989	4,4	0,76	44,1	12,0	17,3	26,4	31,7
1990	4,8	0,74	45,1	1,4	16,3	30,3	28,7
1991	5,1	0,66	48,0	—2,5	16,3	32,3	25,2

(a) Precio relativo de las importaciones energéticas. Fuente: base de datos del modelo MOISEES (base 1986).
(b) Exportaciones reales más importaciones reales, en porcentaje del PIB real. Fuente: base de datos del modelo MOISEES (base 1986).
(c) Fuentes: INE y BE Para el período 1964 a 1984, se muestra el crecimiento medio de la inversión productiva privada real tomada de la base de datos del modelo MOSIEES (base 1986).
(d) Contratos temporales en relación al total de contratos. Fuente: EPA.
(e) Fuente: EPA.
Fuentes: INE, BE y elaboración propia.

los mercados internacionales. Además, la entrada de capital extranjero en inversiones directas que siguió a la liberalización ha podido impulsar (como parece deducirse de algunos estudios, como Ortega, 1992) la adopción de nuevas tecnologías que incorporaron un progreso tecnológico mayor.

Por último, el proceso de renovación del equipo de capital iniciado en 1986 no tiene parangón con el experimentado en otros períodos. Las tasas reales de crecimiento de la inversión en bienes de equipo alcanzaron los dos dígitos, llegando en 1987 a un máximo del 20% de crecimiento real (columna 4 del Cuadro 1). Si esa renovación del equipo de capital permitió la instalación de un capital más productivo, ello puede contribuir a explicar los hechos estilizados del último período. Esta posibilidad encuentra apoyo en Hernando y Vallés (1992), ya que son las empresas con procesos más intensos de sustitución de trabajo por capital las que presentan los mayores incrementos en la PTF.

El rasgo estilizado que no concuerda con ninguna de las explicaciones anteriores es el patrón anticíclico mostrado por las tasas de crecimiento de la productividad del trabajo. Sin embargo, es posible que este hecho aislado, además de estar de acuerdo con la intuición de que la productividad del trabajo debería ser anticíclica (como consecuencia de la productividad marginal decreciente), sea la consecuencia del proceso de destrucción de empleo en la etapa anterior, que hizo que el nivel de cualificación de los incorporados al mercado de trabajo en la etapa de expansión fuera relativamente bajo. De hecho, fueron los parados sin empleo previo los que nutrieron el aumento del empleo (veánse las columnas 5 y 7 del Cuadro 1), que se produjo, además, de forma especialmente marcada a través de contratos temporales (columna 6 del cuadro 1). En definitiva, existen factores, de tipo institucional fundamentalmente, que pueden explicar esa evolución diferencial de la productividad del trabajo en España.

En resumen, tenemos unos hechos estilizados en la última parte de la muestra, como son la aceleración de la PTF y de la productividad del capital, y varios factores que pueden explicar esos hechos. En el presente trabajo nos vamos a centrar en el posible papel desempeñado por el *stock* de capital público, en particular, el de infraestructuras de comunicaciones y transporte. Para ello vamos a utilizar como marco analítico una función de producción agregada que incluya el capital público como un *input* adicional. En el siguiente apartado se presenta el desarrollo formal de ese marco analítico.

3. EL MARCO ANALITICO

Se parte de una función de producción agregada del tipo:

$$Y_t = A_t\, f(L_t,\, K_{pt},\, K_{gt}) \tag{2}$$

donde Y_t es la producción agregada privada de bienes y servicios, L_t el empleo agregado del sector privado, K_{gt} el *stock* de infraestructuras públicas, K_{pt} el *stock* de capital productivo privado y A_t una medida del progreso tecnológico.

En principio, se supone que la función de producción es del tipo Cobb-Douglas:

$$Y_t = A_t\, L_t^{\alpha},\, K_{pt}^{\beta},\, K_{gt}^{\gamma} \tag{3}$$

$$A_t = A_o\, e^{gt} \tag{4}$$

siendo g la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno. En su versión logarítmica, la ecuación (3), teniendo en cuenta (4), es de la forma

$$y_t = a_o + gt + \alpha\ell_t + \beta k_{pt} + \gamma k_{gt} \tag{5}$$

donde las minúsculas representan las variables en logaritmos.

La ecuación (5) es la relación cuyos parámetros se quiere estimar. Reparametrizando, tendremos:

$$(y - k_p)_t = a_o + gt + \alpha(\ell - k_p)_t + \gamma(k_g - k_p)_t + (\alpha + \beta + \gamma - 1)k_{pt} \tag{6}$$

En definitiva, si estimamos:

$$(y - k_p)_t = b_o + b_1 t + b_2(\ell - k_p)_t + b_3\,(k_g - k_p)_t + b_4 k_{pt} \tag{7}$$

la no significatividad del coeficiente b_4 será un indicio de la existencia de rendimientos constantes en todos los *inputs,* capital público incluido. De forma similar, para contrastar la existencia de rendimientos constantes en los *inputs* privados, se estima la ecuación:

$$(y - k_p)_t = c_o + c_1 t + c_2(\ell - k_p)_t + c_3 k_{gt} + c_4 k_{pt} \tag{8}$$

donde la no significatividad del coeficiente c_4 indicaría la existencia de rendimientos constantes en los *inputs* privados (ya que $c_4=\alpha+\beta-1$). Obsérvese que esto implicaría la existencia de rendimientos crecientes a escala en todos los *inputs*, privados y públicos.

En principio, la existencia de rendimientos crecientes a escala es problemática. Sin embargo, no lo es en este contexto, en la medida en que el nivel de capital público es fijado por un agente —el gobierno— que financia la prestación de servicios que supone dicho capital mediante exacciones coactivas (y no mediante cargo del coste a los potenciales usuarios). El sector privado, pues, no decide el nivel del *input* público, sino que este es exógeno. La causa que explica el *fallo de mercado* en la provisión privada de este *input* reside en las habituales características de los bienes públicos: el problema del *usuario gratuito* y la existencia de economías de escala (consumo conjunto).

En resumen, se postula que el capital público es un *input* más de la función de producción agregada del sector privado. Sin embargo, a la hora de realizar comparaciones con la productividad del capital privado, hay que tener presente que ese *input* no forma parte del conjunto de variables que controla el sector privado, sino que es una *externalidad agregada* para el sector. Su nivel no se decide en el contexto de mercados competitivos, porque no es posible fijar un precio de mercado del capital público. En este sentido, no se produce la igualdad de las productividades marginales netas de depreciación del capital privado y del capital público, resultado que solo se obtendría si existiera un planificador que optimizara el bienestar social y fijara el nivel del capital público de forma que se produjera esa igualdad.

Un enfoque alternativo a este parte de la definición de la productividad total de los factores recogida en la expresión (1), intentando explicar su evolución a partir de una regresión del tipo:

$$\Delta \text{ PTF} = a_o + a_1 \Delta k_g + a_i \text{ otras variables} \qquad (9)$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias y k_g es la variable de capital público utilizada. La inclusión del capital público intenta recoger el efecto positivo que cabría esperar que esta variable tuviera sobre la productividad privada, si bien el coeficiente obtenido ya no tendría la interpretación estructural del coeficiente del capital público en la función de producción privada.

Diversas teorías explicarían cuáles son las variables adicionales que cabría introducir en (9). En primer lugar, en la medida en que la

evolución de la productividad de los factores se vea afectada por perturbaciones de demanda, la introducción de la utilización de la capacidad productiva (en primeras diferencias) permitiría tener en cuenta el efecto de estos *shocks*. Por otra parte, existen varias teorías que establecen la interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso tecnológico, cuya revisión puede encontrarse en Wolff (1991). Una de las líneas argumentales recogidas sugiere que si el progreso tecnológico está incorporado en el capital, deberíamos encontrar que el proceso de acumulación de capital afecta positivamente a la productividad (esto es, que, al introducir $\Delta(k-l)$ o Δk como variables que recogen esa renovación del equipo capital en la expresión (9), éstas aparecen como significativas). Otra versión distinta sobre este efecto de interacción es el modelo de *cosecha (vintage model)*, que señala que, si el nuevo capital es más productivo que el ya instalado, aceleraciones del proceso de acumulación de capital deberían relacionarse con aumentos de la productividad (esto es, en (9) deberían ser significativas las variables $\Delta^2(k-l)$ ó $\Delta^2 K$, que miden la aceleración del proceso de acumulación de capital (véase Wolff, 1991)).

En el siguiente apartado se presentan los principales resultados empíricos obtenidos con ambos enfoques.

4. PRODUCTIVIDAD PRIVADA Y CAPITAL PUBLICO

La fuente estadística utilizada para la estimación de las funciones de producción privada es la procedente del modelo MOISEES (en base 80) del Ministerio de Economía, excepto para el empleo del sector privado, que es la serie enlazada por García Perea y Gómez (1993), y que respeta los criterios de la Contabilidad Nacional. La introducción de la variable *stock* de infraestructuras de transportes y comunicaciones —que solo es una parte del capital público— ha obligado, sin embargo, a la construcción de la serie, que se detalla en Argimón y Martín (1993).

La principal fuente estadística para la construcción de ese *stock* son las Cuentas de las Administraciones Públicas (CAP), disponibles desde 1958 hasta 1989, aunque el nivel de detalle de la información disponible es mucho mayor para el período más reciente. De nuevo, el volumen de información es también mucho mayor para el Estado que para las Comunidades Autónomas o las Corporaciones Locales, para los que se han tenido que utilizar hipótesis adicionales sobre la distribución de

la inversión pública en infraestructuras de transporte y comunicaciones y otras inversiones. Las series construidas son compatibles con la metodología de la Contabilidad Nacional, concretamente la establecida por el Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas. Dentro de este ámbito contable las unidades institucionales que constituyen el sector Administraciones Públicas son el Estado, los Organismos Autónomos Administrativos, las Administraciones de la Seguridad Social y las Administraciones Territoriales. Sin embargo, en la elaboración de las series del *stock* de infraestructuras de transportes y comunicaciones se excluyeron, por su escasa trascendencia cuantitativa en este tipo de inversiones, la Seguridad Social y los Organismos Autónomos Administrativos.

Conviene destacar dos restricciones en la definición de la serie de infraestructuras en transportes y comunicaciones utilizada. En primer lugar, centrarse en el ámbito de la Contabilidad Nacional ha supuesto la no inclusión de la inversión de las Empresas Públicas no financieras, y en particular, las adscritas al Ministerio de Obras Públicas, Transporte y Medio Ambiente, las cuales contribuyen de forma importante a este tipo de infraestructuras. Es decir, se ha adoptado un marco inversor más reducido que el considerado en la mayoría de las series internacionales de infraestructuras, cuya definición se amplía al conjunto de productores de servicios públicos (ver OCDE, 1991). En segundo lugar, en la definición de infraestructuras se consideran únicamente aquellas referentes a carreteras, aeropuertos, puertos, ferrocarriles y comunicaciones, incluidos en la subfunción del gasto denominada en las CAP *transportes y comunicaciones*. Aunque es posible desagregar este gasto en los distintos conceptos para el subsector Estado en todo el período analizado, no lo es para las Administraciones Territoriales, por lo que se ha optado por agregar el gasto a nivel de esta subfunción. Esta elección significa la no inclusión de servicios referentes a infraestructuras de alumbrado público y de abastecimiento de agua, particularmente importantes en las Corporaciones Locales y en las Comunidades Autónomas. Su contabilización en la misma función con otros servicios que no son considerados infraestructuras (vivienda y ordenación urbana y rural) para las Corporaciones Locales y las Comunidades Autónomas hasta 1986, supone realizar supuestos adicionales para su desagregación. No obstante, se consideró a priori que las inversiones públicas en transportes y comunicaciones podrían tener una mayor incidencia sobre los procesos productivos que estas otras inversiones.

La construcción del *stock* se realiza a partir de las inversiones en términos reales en infraestructuras de transportes y comunicaciones, suponiendo una tasa de depreciación del 5% (que es la misma que se utiliza en Corrales y Taguas, 1989, para la construcción de la serie de capital público y que se utiliza en la base de datos del modelo MOISEES). En total, se construyen cuatro series: una para el total de las Administraciones Públicas, en términos de contabilidad nacional (AAPP(CN)); otra para el Estado, también en términos de Contabilidad Nacional (Estado (CN)); otra para el Estado, pero en términos de Contabilidad Pública (Estado (CP)) (entre otras diferencias, esta incluiría la inversión en Defensa, considerada, en su mayor parte, como consumo público según la Contabilidad Nacional); y, por último, otra para el Estado, que incluiría, además de la inversión, las transferencias de capital (Estado (CP con TK)). Las diferencias entre estas series no son solo de nivel, sino que afectan también a los perfiles de cada una de ellas (ver Argimón y Martín, 1993).

Si se compara la serie del *stock* de infraestructuras y comunicaciones construida para el total de las Administraciones Públicas con la de capital público utilizada en el modelo MOISEES (véase Baiges, Molinas y Sebastián, 1989), se observa que el *stock* en infraestructuras representa en torno al 23% del total del capital público. Si se considera el *stock* total de capital exclusivamente del Estado y Administraciones Territoriales, las infraestructuras del transporte y las comunicaciones representan el 38% del total. La diferencia cuantitativa entre ambas series y su distinto componente cualitativo hacen interesante el análisis de la hipótesis de que son las inversiones públicas en este tipo de capital (infraestructuras de transporte y comunicaciones) las que tienen una especial incidencia positiva sobre la productividad del sector privado.

Para ello, se procede a la estimación de funciones de producción tipo Cobb-Douglas que, en la hipótesis de rendimientos constantes a escala, se puede expresar en forma logarítmica como:

$$(y - k_p)_t = a + b(\ell - k_p)_t + c(k_g - k_p)_t \qquad (10)$$

donde las minúsculas denotan que las variables están en logaritmos, y_t es el PIB privado (calculado como el PIB real al coste de los factores menos la remuneración de asalariados públicos y menos el consumo de capital fijo de las Administraciones Públicas), k_{pt} el *stock* de capital pri-

vado, l_t el empleo en el sector privado y k_{gt} el *stock* de capital público o de infraestructuras públicas.

Antes de entrar en la interpretación de los resultados, que imponen rendimientos constantes en todos los *inputs*, es importante destacar que se han realizado estimaciones en las que no se introducía esta restricción. El valor muy próximo a cero de los coeficientes libres, así como el bajo valor del esadístico t de esos coeficientes libres para todas las series del Estado, en las regresiones que contrastan la existencia de rendimientos constantes en los *inputs* privados y en el total de *inputs* (ecuaciones (7) y (8)), permite concluir que existen rendimientos constantes en el total de *inputs*. La excepción es la serie de las Administraciones Públicas, para la que existen indicios de rendimientos crecientes. No obstante, cuando se efectúa ese contraste para la serie de Administraciones Públicas por medio de la estimación por mínimos cuadrados no lineales (MCNL) de una ecuación en forma de mecanismo de corrección del error, no se puede rechazar la existencia de rendimientos constantes. En relación con estas estimaciones, hay que recordar que, si bien la distribución de los coeficientes no es la estándar, sí sabemos que los errores estándares computados son, por regla general, menores que los verdaderos errores estándares. Un estadístico t que está por debajo de 2 puede, pues, ser un indicio del escaso papel desempeñado por la variable en cuestión.

En el Cuadro 2 se muestran los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación (10) para las distintas series de infraestructuras disponibles. Se ofrecen dos estimaciones, una por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y otra por Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL), cuya especificación viene representada por un modelo de mecanismo de corrección del error, con expresión general:

$$\Delta(y - k_p)_t = a' + b'\Delta(\ell - k_p)_t + c'\Delta(k_g - k_p)_t + e\left[(y - k_p)_{t-1} - b''(\ell - k_p)_{t-1} - c''(k_g - k_p)_{t-1}\right] + d\Delta(y - k_p)_{t-1} \quad (11)$$

En el Apéndice 1 se detallan las variables que se incluyen en el corto plazo en cada una de las ecuaciones estimadas.

Dado el carácter no estacionario de las series utilizadas, se presentan estadísticos de cointegración, con la intención de detectar la existencia de regresiones espurias. En la estimación por MCO, ese estadístico es el ADF, y en la estimación por MCNL es el estadístico t del coeficiente del mecanismo de corrección del error (ver el Apéndice 1).

CUADRO 2
FUNCION DE PRODUCCION PRIVADA CON DISTINTOS *STOCKS* DE INFRAESTRUCTURAS PUBLICAS (1964-1989)

	Estimaciones por MCO			
	Variable elegida de infraestructuras			
	AAPP (CN) (1)	Estado (CN) (2)	Estado (CP) (3)	Estado (CP, con TK) (4)
Empleo-capital privado (l—k_p)	0,35 (45,76)	0,22 (10,86)	0,29 (28,14)	0,30 (22,47)
Infraestructuras-capital privado (k_g—k_p)	0,21 (6,52)	0,60 (7,74)	0,59 (8,72)	0,49 (6,07)
ADF	—2,38	—3,79*	—4,14**	—2,6
DW	0,71	1,28	1,47	0,78
E.E.	0,016	0,014	0,013	0,017
	Estimaciones por Mínimos Cuadrados No Lineales			
	Variable elegida de infraestructuras			
	AAPP (CN) (5)	Estado (CN) (6)	Estado (CP) (7)	Estado (CP, con TK) (8)
Empleo-capital privado (l—k_p)	0,36 (10,46)	0,20 (7,52)	0,31 (20,26)	0,27 (12,05)
Infraestructuras-capital privado (k_g—k_p)	0,21 (2,83)	0,71 (8,60)	0,59 (8,34)	0,67 (7,30)
MCE	—0,5 (—2,79)	0,77 (—6,00)**	—0,79 (—5,56)**	—0,68 (—5,68)**
DW	1,97	2,22	2,30	2,09
E.E.	0,012	0,008	0,008	0,008

Notas: Resultados de la estimación de la ecuación (10) por MCO y de la ecuación (11) por MCNL. Los valores de los coeficientes presentados bajo MCNL son los que se obtienen dentro del mecanismo de corrección del error y que representan las relaciones a largo plazo.

** Significativo al 5%. * Significativo al 10%.

Los valores entre paréntesis son estadísticos t. Las variables están en logaritmos. DW es el *test* de autocorrelación de Durbin-Watson; ADF es el valor del estadístico t en el contraste de estacionariedad de los residuos de la ecuación estimada cuya descripción se encuentra en el apéndice 1; MCE es el valor estimado de e en la ecuación (11) y cuya significatividad se interpreta como un contraste de cointegración, tal y como se explica en el apéndice 1, donde también se encuentran enumeradas las variables que se incluyen en el corto plazo en cada ecuación estimada; E.E. es el error estándar de la regresión.

Como se observa, en todas las estimaciones (tanto para las distintas series como en las estimaciones por MCO y por MCNL) el coeficiente del trabajo oscila entre 0,2 y 0,3. Con la existencia de rendimientos constantes y competencia perfecta, ese parámetro del trabajo se corresponde con la participación del trabajo en el producto, ya que,

si cada factor se remunera según su productividad marginal, b, el coeficiente estimado para $(1-k_p)$ debe ser tal que $b=(\partial Y/\partial L)(L/Y)$. Sin embargo, el coeficiente estimado está muy por debajo de la participación de la remuneración de asalariados en el PIB (situada en media en el 46% del PIB), aunque, si consideramos que el producto se distribuye exclusivamente entre los dos *inputs* competitivos (trabajo y capital privado), ya que el capital público no se remunera según su productividad marginal, la participación del trabajo en el producto, calculada como el cociente entre el coeficiente del trabajo (b en la ecuación (10)) y la suma de b y el coeficiente del capital privado (1-c-b), se eleva al 44% con los resultados recogidos en la columna (1). En cuanto a la estimación por MCNL, la principal diferencia con los resultados por MCO reside en que el coeficiente del capital público que se obtiene es, en general, superior al obtenido por MCO. Con relación al ajuste de las distintas series construidas, es la serie de las Administraciones Públicas la que presenta un comportamiento peor (en relación con los contrastes de cointegración).

El resultado más destacable del Cuadro 2 es que en todos los casos se mantiene el resultado de la mayor productividad del capital público en infraestructuras en relación con el privado. Por otra parte, la serie de infraestructuras del Estado construida según el criterio de contabilidad pública, y que incluye las transferencias de capital, presenta un ajuste peor que la serie que no incluye las transferencias de capital.

Por lo que respecta a las series del Estado de contabilidad nacional y pública, tanto los coeficientes estimados como el ajuste de la ecuación y los estadísticos ADF y MCE son muy similares en ambos casos (columnas (2), (3), (6) y (7)). Conviene recordar que la serie de contabilidad pública incluye las inversiones en infraestructuras militares, mientras que la de contabilidad nacional no las incluye. La única diferencia destacable en la estimación consiste en que el coeficiente del trabajo es, en el caso de la serie de contabilidad pública, algo más elevado (0,29 frente a 0,22 para la estimación por MCO). En ambos casos, es muy reducido ya que, como se ha señalado, en la hipótesis de competencia perfecta y si hay rendimientos constantes, ese coeficiente debería coincidir con la participación de los salarios en el PIB privado. Tal y como se ha señalado, una posible explicación de este reducido valor puede residir en la naturaleza del capital público, que no es un *input* controlable por el sector privado ni se retribuye según su productividad marginal, sino que su nivel se decide por parte del sector

público. En este sentido, si, de nuevo, se comparan los coeficientes de capital y trabajo privados de las columnas 1 a 3 del Cuadro 2 (esto es, si se compara el coeficiente del trabajo en relación con la suma de los coeficientes de capital y trabajo privados), el trabajo tendría una participación relativa del 44% para la serie de Administraciones Públicas (frente a un 56% del capital privado), del 55% para la serie del Estado de Contabilidad Nacional y del 74% para la serie del Estado de contabilidad pública. En cualquier caso, ese bajo valor del coeficiente del trabajo está en línea con los resultados obtenidos cuando se utiliza el capital público (ver Bajo y Sosvilla, 1992). Debe señalarse que la elasticidad del producto con respecto al capital público es más baja para la serie del Estado de contabilidad nacional, en la que se excluyen las infraestructuras militares, que para la serie del Estado de contabilidad pública.

Uno de los valores añadidos de este trabajo es la utilización de una serie de infraestructuras en transportes y comunicaciones como la variable de capital público relevante. Es, pues, interesante comparar los resultados obtenidos para las series de *stock* de capital público en infraestructuras, con los que se obtienen si solo se considera el capital público en general, sin distinguir sus diversos componentes. Para ello, se procede a estimar la función de producción recogida en las ecuaciones (10) y (11), pero incluyendo el resto del capital público como un regresor adicional[1]. Esta estimación permite contrastar la hipótesis preliminar de que, primero, es relevante la distinción entre capital público en infraestructuras y el resto del capital público, y, segundo, que el capital público en infraestructuras es más productivo que el resto del capital de este sector. Como se observa en el Cuadro 3, en todas las estimaciones el coeficiente del resto del capital (r_g-k_p) está muy próximo a cero, excepto para la serie de Administraciones Públicas, para la que la evidencia empírica no es determinante, pues mientras que la estimación por MCO confirmaría que ese coeficiente es muy próximo a cero, la estimación por MCNL induciría a afirmar que el coeficiente del resto del capital público es igual al del capital público en infraestructuras. Por lo que respecta al ajuste de las ecuaciones presentadas, es, de nuevo, la serie de Administraciones Públicas la que presenta un peor ajuste en relación con los contrastes de cointegración.

[1] La serie de capital público se construye según los mismos criterios y para los mismos agentes utilizados en la construcción de la serie de infraestructuras.

CUADRO 3
FUNCION DE PRODUCCION PRIVADA CON *STOCKS* DE INFRAESTRUCTURAS Y RESTO DEL *STOCK* (1964-1989)

	Estimaciones por MCO			
	Variable elegida de infraestructuras			
	AAPP (CN) (1)	Estado (CN) (2)	Estado (CP) (3)	Estado (CP, con TK) (4)
Empleo-capital privado (l—k_p)	0,38 (19,33)	0,21 (9,77)	0,27 (15,59)	0,45 (4,92)
Infraestructuras-capital privado (k_g—k_p)	0,17 (3,84)	0,62 (7,78)	0,65 (8,49)	0,26 (1,55)
Resto de capital público-capital privado (r_g—k_p)	0,04 (1,47)	—0,01 (0,98)	—0,03 (1,50)	0,12 (1,66)
ADF	2,67	3,71	4,57**	2,61
DW	0,86	1,31	1,65	0,76
E.E.	0,016	0,015	0,013	0,017
	Estimaciones por Mínimos Cuadrados No Lineales			
	AAPP (CN) (5)	Estado (CN) (6)	Estado (CP) (7)	Estado (CP, con TK) (8)
Empleo-capital privado (l—k_p)	0,41 (10,92)	0,20 (6,30)	0,32 (13,55)	0,36 (4,36)
Infraestructuras-capital privado (k_g—k_p)	0,11 (1,42)	0,71 (7,70)	0,56 (6,33)	0,51 (3,22)
Resto de capital público-capital privado (r_g—k_p)	0,10 (2,19)	0,002 (0,02)	0,02 (0,67)	0,069 (1,16)
MCE	—0,67 (3,58)*	—0,77 (5,71)**	—0,78 (5,38)**	—0,71 (5,81)**
DW	2,03	2,20	2,35	2,12
E.E.	0,011	0,008	0,009	0,008

Notas: ** Significativo al 5%. * Significativo al 10%.
Ver notas al cuadro 2.

En resumen, la evidencia empírica recogida en el cuadro 3 permite concluir, no solo que la elasticidad del producto con respecto al capital en infraestructuras es superior a la obtenida con respecto al resto del capital público, sino que éste no parece afectar ni positiva ni negativamente a la productividad del sector privado. Este resultado parece indicar que este capital público (que incluye, entre otros elementos, edificios administrativos) puede ser considerado más como consumo público que como capital directamente productivo.

Otro resultado recogido en el Cuadro 2, y que resulta, en principio, llamativo, es el mal ajuste (en términos de los contrastes de cointegración) de la estimación de la función de producción cuando se utiliza la serie de las Administraciones Públicas, frente al buen ajuste que presenta la función de producción cuando se utilizan las series construidas para el Estado. Con la intención de detectar la posible causa de este resultado, se procedió a contrastar la existencia de inestabilidades en las ecuaciones estimadas, analizando por separado la serie de Administraciones Públicas, la del Estado (de Contabilidad Nacional) y la de las Administraciones Territoriales (obtenida como la diferencia entre ambas), con los resultados que se muestran en el Cuadro 4. Como se observa, se confirma que, para la serie de Administraciones Públicas, existe un cambio estructural en 1985, año en el que se intensifica y consolida el proceso de transferencias de competencias a las Comunidades Autónomas. En concreto la elasticidad del producto con respecto a las infraestructuras de las Administraciones Territoriales parece indicar la irrelevancia de estas infraestructuras para la productividad del sector privado.

CUADRO 4
CAMBIO ESTRUCTURAL EN LA FUNCION DE PRODUCCION

	Administraciones Públicas		Estado		Administraciones Territoriales	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
1985	0,67	3,25**	0,71	1,38	0,07	0,32
	(4,12)	(3,11)	(7,10)	(3,11)	(0,63)	(3,11)
1989	0,21	—	0,71	—	0,02	—
	(2,83)		(8,60)		(0,67)	

Notas: En la primera columna del cuadro figura el último año de la muestra utilizado para la estimación de la función:

$$\Delta(y-k_p)_t = \alpha_o + \alpha_1 \Delta(1-k_p)_t + \alpha_2 [(y-k_p)_{t-1} - \alpha_3(1-k_p)_{t-1} - \alpha_4(k_g-k_p)_{t-1}] + \alpha_5 \Delta(y-k_p)_{t-1}$$

En la columna (1) figura el valor de α_4 estimado y, entre paréntesis, el estadístico t. En la columna (2) figura el valor del contraste F de cambio estructural y, entre paréntesis, el valor crítico al 5% de significatividad.

** Significativo al 5%.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados que se obtienen cuando se estima la función de producción diferenciando las infraestructuras del Estado de las correspondientes a las Administraciones Territoriales. Como se observa, tanto la estimación que incluye ambos *stocks* de infraestructuras como la que solo incluye la de las Administraciones Territoriales, confirman que las infraestructuras de las administraciones periféricas no afectan, aparentemente, a la productividad del sector privado.

CUADRO 5
PAPEL DEL *STOCK* DE INFRAESTRUCTURAS DE LAS ADMINISTRACIONES TERRITORIALES

	(1)	(2)
Empleo-capital privado (ℓ—k_p)	0,46 (9,84)	0,21 (7,12)
Infraestructuras AA. Territoriales-capital privado (k_{tt}—k_p)	0,02 (0,67)	0,007 (0,88)
Infraestructuras Estado-capital privado (k_e—k_p)	— —	0,67 (7,23)
MCE	—0,30 (—2,08)	—0,82 (—5,77)**
R^2	0,697	0,868
E.E.	0,012	0,008

Notas: Resultados de la estimación por Mínimos Cuadrados no lineales de la ecuación:

$$\Delta(y—k_p)_t = \alpha_o + \alpha_1 \Delta(1—k_p)_t + \alpha_2 [(y—k_p)_{t-1} — \alpha_3(1—k_p)_{t-1} — \alpha_4(k_{tt}—k_p)_{t-1}] — \alpha_5(k_e—k_p)_{t-1}] + \alpha_6 \Delta(y—k_p)_{t-1}$$

donde α_5 se ha restringido a cero en la columna (1).

Los valores de los coeficientes son los que se obtienen dentro del mecanismo de corrección del error. MCE es el valor del coeficiente α_2.

En definitiva, la evidencia conjunta de los Cuadros 4 y 5 refleja que el mal ajuste de la serie de Administraciones Públicas tiene su origen en la distinta elasticidad del producto con respecto a las infraestructuras del Estado y a las de las Administraciones Territoriales, que, de hecho, no parecen afectar de forma significativa a la productividad del sector privado. Esa irrelevancia de las infraestructuras periféricas para la productividad del sector privado puede tener dos explicaciones. En primer lugar, este resultado podría estar indicando la existencia de errores de medición en la variable de Administraciones Públicas (del componente de Administraciones Territoriales). De hecho, las fuentes estadísticas de las que se dispone para las Haciendas Territoriales (incompletas y con un menor grado de detalle), junto con la exclusión de la inversión en infraestructuras de la Seguridad Social (sin relevancia práctica en este caso) y de los Organismos Autónomos Administrativos (con un protagonismo inversor, aunque pequeño, indudablemente mayor que el de la Seguridad Social), pueden llevar a unos errores de medición de la variable para el total de las Administraciones Públicas, que expliquen el resultado obtenido.

Por otra parte, el proceso de transferencia de competencias a las Comunidades Autónomas puede justificar este hallazgo. En efecto, si la

elasticidad del producto con respecto a la inversión en infraestructuras de estos entes es menor que la obtenida con respecto al Estado, eso justificará la inestabilidad observada desde 1985 en la serie de las Administraciones Públicas. Por lo que respecta a la distinta elasticidad del producto, este hecho podría quedar explicado tanto por la distinta naturaleza potencial de los bienes en los que invierten estos entes periféricos como por la posible menor eficiencia en la utilización de los recursos, derivada de su menor experiencia de gestión[2]. En cualquier caso, el análisis realizado no permite discernir entre estas posibles explicaciones, por lo que estas tienen un carácter tentativo y han de ser interpretadas, por tanto, con precaución.

En el Cuadro 6 se muestran, por último, los resultados obtenidos con el enfoque de la PTF, habiéndose estimado por MCO la ecuación (9). Así, se confirma que el *ratio* de utilización de la capacidad (lcu, que capta la existencia de *shocks* de demanda) y el *stock* de infraestructuras públicas (con la serie de Administraciones Públicas y del Estado, Contabilidad Nacional y Pública) han desempeñado un papel importante a la hora de explicar la evolución de la productividad total de los factores. En cambio, no se ha podido confirmar empíricamente la teoría de la interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso técnico, en ninguna de sus dos versiones. Así, la variable $\Delta(k-l)$ ni era significativa ni tenía el signo adecuado. Por lo que respecta al efecto cosecha *(vintage),* ocurre otro tanto. También se ha intentado el contraste de la interacción entre capital y progreso técnico con la inclusión de las variables Δk y $\Delta^2 k$ con resultado negativo en ambos casos, ya que no aparecen como estadísticamente significativas.

El comportamiento de las tres series es muy similar, tal y como se evidencia en el Cuadro 6. De hecho, el coeficiente para las infraestructuras, cuando se incluyen retardadas un período, oscila entre 0,13 y 0,11, y el ajuste de la ecuación, medido por el error estándar, es igual en los tres casos (0,012). Resulta, pues, difícil decantarse por alguna de estas tres especificaciones. Hay que recordar que la interpretación de los coeficientes, en este caso, no es la misma que cuando se estima una función de producción, ya que, en el enfoque de la productividad, no existe una interpretación estructural del coeficiente estimado. Además, el análisis de la productividad total, según queda

[2] Asimismo, cabría señalar que la actuación de las Administraciones Territoriales puede estar más influida por decisiones políticas y, por tanto, sus criterios de decisión pueden responder relativamente más a consideraciones redistributivas que a consideraciones de eficiencia económica.

recogido en el Cuadro 6, supone, de hecho, estimar en diferencias, mientras que el enfoque de la función de producción supone estimar en niveles.

CUADRO 6
FACTORES EXPLICATIVOS DE LA EVOLUCION DE LA PTF

Variables exógenas	AAPP (CN)	Estado (CN)	Estado (CP)
Δ Infraestructuras$_{t-1}$ (Δk_{gt-1})	0,12 (3,19)	0,13 (2,89)	0,11 (2,90)
Δ Utilización de capacidad (Δlcu_t)	0,30 (3,23)	0,31 (3,25)	0,31 (3,25)
R^2	0,39	0,36	0,36
E.E.	0,012	0,012	0,012
DW	1,84	1,69	1,71

Notas: Resultados de la estimación de la ecuación:

$$\Delta PTF_t = \alpha_1 \Delta k_{gt-1} + \alpha_2 \Delta lcu_t$$

Entre paréntesis, estadísticos t; R^2, coeficiente de determinación; E.E., error estándar de la regresión; DW, estadístico de Durbin-Watson.

En cualquier caso, los resultados de estas estimaciones confirman la interacción positiva entre el capital público en infraestructuras y la productividad del sector privado. Sin embargo, la ausencia de confirmación de los efectos interacción entre el proceso de acumulación de capital y el progreso técnico (lo que va en contra de la evidencia empírica disponible para otros países; ver Wolff, 1991) recomienda tomar estos resultados de forma provisional.

En resumen, la construcción de una serie de *stock* de infraestructuras públicas ha permitido contrastar el efecto que estas tienen sobre la productividad del sector privado. Así, se aprecia un efecto positivo muy importante, superior al que corresponde al resto del capital público (que, de hecho, no parece afectar a la productividad del sector privado). Además, la elasticidad del producto con respecto a la inversión en infraestructuras es superior a la obtenida con respecto al capital productivo privado. Aun así, la elasticidad del producto con respecto al capital público en infraestructuras es, en cualquier caso, elevada, aunque parecida a la obtenida en estudios similares para otros países (ver Munnell, 1990a y el Cuadro 7). A este respecto, no obstante, hay que recordar que las características estocásticas de las series temporales utilizadas (su carácter no estacionario) invalidan el uso de los errores estándar para conocer la distribución de los parámetros estimados, por lo que esta elasticidad del producto con respecto al capital en

infraestructuras puede no ser significativamente distinta de la del capital privado.

CUADRO 7
ESTIMACIONES DE LA ELASTICIDAD DEL PRODUCTO CON RESPECTO AL CAPITAL PUBLICO

Artículo	Nivel de agregación	Especificación	Elasticidad estimada
Aschauer (1989)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,39/0,56
Holtz-Eakin (1988)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,39
Munnell (1990a)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,34
Costa *et al.* (1987)	Estados	Translog, niveles	0,20
Eisner (1991)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,17
Mera (1973)	Regiones Japón	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,20
Munnell (1990b)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,15
Holtz-Eakin (1992)	Estados	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,20/0
Eberts (1986, 1990)	Municipios	Translog, niveles	0,03
Argimón *et al.* (1993)	Nacional	Cobb-Douglas, niveles, logs	0,60

Fuente: Munnell (1992) y elaboración propia.

De las cuatro series de infraestructuras consideradas, son las del Estado en términos de contabilidad nacional y del Estado en términos de contabilidad pública las que producen un mejor ajuste. A este respecto, aunque el mejor resultado de las series del Estado se puede explicar por la existencia de errores de medición en la variable para las Administraciones Públicas, el creciente peso que tienen las Administraciones Territoriales (Comunidades Autónomas y Haciendas Locales) en la inversión pública, incluida la dirigida a infraestructuras, hace que el relativo peor comportamiento de esa serie de Administraciones Públicas sea uno de los aspectos más insatisfactorios de la evidencia empírica mostrada. Aunque existen posibles explicaciones a los problemas de estabilidad cuando se utiliza esta serie, estas son provisionales y deberían ser confirmadas con un estudio más detallado de los problemas potenciales que se esconden tras esa inestabilidad.

Por último, el enfoque de la PTF confirma la interrelación de capital público en infraestructuras y productividad privada. A diferencia del enfoque de la función de producción, no existen diferencias aparentes entre las series, ni en los coeficientes estimados ni en el ajuste de las ecuaciones, a la hora de explicar la evolución de la productividad total de los factores.

Una crítica habitual a esta literatura consiste en señalar que la relación empírica observada entre infraestructuras y producción privada

puede ser el resultado de un esquema de causalidad a la inversa, por el que a más alto nivel de desarrollo corresponde un mayor gasto en infraestructuras. En el Apéndice 2 se recogen los contrastes de causalidad realizados, que confirman que la dirección de causalidad es la adecuada: el aumento del capital público en infraestructuras de comunicaciones y transporte aumenta (causa) la productividad del sector privado.

5. CONCLUSIONES

La evolución de la productividad del sector privado muestra en el caso de España unas características diferenciales respecto a la evolución seguida en otros países. Así, en particular, en el período de expansión iniciado en 1985, se produce una aceleración de la productividad total de los factores (PTF), esto es, de aquella parte del producto que no viene explicada ni por la evolución del factor trabajo ni por la evolución del capital productivo privado.

La conjetura que el presente trabajo ha explorado es qué parte de la evolución de este factor residual en años recientes puede explicarse por la evolución del *stock* en infraestructuras de comunicaciones y transportes de las Administraciones Públicas. Así, la aceleración observada en la PTF coincide con una intensificación del esfuerzo inversor público, centrado, en gran medida, en la renovación de las infraestructuras de comunicaciones y transportes.

Los resultados obtenidos, que se desprenden de la estimación de una función de producción para el sector privado de tipo Cobb-Douglas, que incluye el *stock* de infraestructuras como un *input* adicional, no están en contradicción con esta hipótesis sobre el papel desempeñado por las infraestructuras en la aceleración de la PTF. En este sentido, en línea con la evidencia internacional de que se dispone, la elasticidad del producto con respecto al capital público en infraestructuras es muy superior a la que se obtiene con respecto al capital productivo privado, resultado que se mantiene tanto incluyendo posibles variables omitidas como estimando por submuestras. Por otra parte, también se confirma que la elasticidad del capital público en infraestructuras es muy superior a la del capital público en general (que incluye, además de las infraestructuras, otras inversiones como edificios administrativos, etc.). Por último, se confirma que la dirección de causalidad es la esperada,

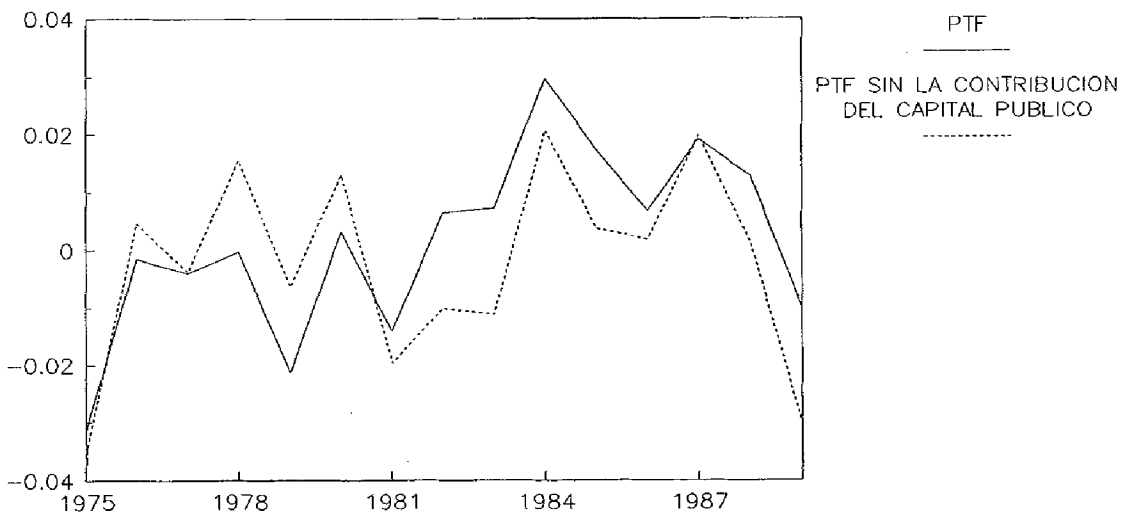
ya que la evidencia empírica muestra que las infraestructuras no son un bien superior, esto es, que las relaciones observadas no son resultado de que un más alto nivel de desarrollo lleve aparejada una mayor demanda de gasto público en este tipo de bienes. En cualquier caso, estos resultados se obtienen de un análisis de equilibrio parcial, por lo que para tener una idea del impacto global de las infraestructuras públicas sobre la economía deberían tenerse en cuenta las interrelaciones dinámicas entre las distintas variables consideradas, así como la posible existencia de sustituibilidades entre los distintos factores.

Por lo que respecta a la inserción de este resultado en la literatura empírica sobre el tema, se observa que la elasticidad del producto con respecto a las infraestructuras obtenida en el presente trabajo se encuentra en la banda superior de las estimaciones recogidas en otros estudios (ver Cuadro 7). En cualquier caso, esa elasticidad es relativamente similar a la obtenida en trabajos en los que se utilizan series temporales a nivel nacional. La menor elasticidad del producto que obtienen los estudios que se realizan con una desagregación mayor (estados, regiones, municipios) puede quedar explicada porque se pierden los *efectos difusión* que el capital público de una región tiene sobre la productividad del sector privado en las otras regiones. Además, en la mayoría de los análisis considerados, el concepto de infraestructuras manejado es más amplio que el utilizado en el presente trabajo, lo cual puede afectar a la estimación de la elasticidad del producto con respecto al capital público en infraestructuras. Así, mientras que en muchos estudios se toma el conjunto del capital público, o se considera todo el capital público excluido el de defensa, en el presente trabajo se distingue el capital público en infraestructuras de transporte y comunicaciones, del resto del capital público. En realidad, cuando se considera el ámbito más amplio de análisis, el de Administraciones Públicas, la elasticidad estimada es mucho más reducida y por tanto más en consonancia con lo obtenido para otras economías. Sin embargo, la ausencia de cointegración para esta serie la hace inadecuada para la comparación.

En cualquier caso, existen varios elementos que explican un posible sesgo al alza en la estimación de esa elasticidad del producto. En primer lugar, si la tasa de depreciación verdadera del capital privado es más próxima a la supuesta para el capital público (un 5% en nuestro caso) que la utilizada para construir el *stock* de capital privado (un 10% en nuestro caso), puede ser que el *stock* de capital público utilizado sea

una medida mejor del capital privado que el propio *stock* de capital privado construido, por lo que la estimación concede un peso excesivo al capital público. Por otra parte, puede ser que la inversión en infraestructuras esté muy correlacionada con otra variable que debería entrar en la ecuación estimada, pero que ha sido excluida (por problemas de medición, mala especificación, etc.), de modo que el coeficiente del capital público en infraestructuras está sobreestimado. Este podría ser el caso si la variable excluida fuera el capital humano, ya que la inversión en infraestructuras puede ser muy colineal con el gasto público en capital humano (Educación, Sanidad, etc.), por lo que el *stock* de infraestructuras estaría recogiendo también el potencial papel del capital humano sobre la productividad del sector privado.

GRAFICO 6
PRODUCTIVIDAD PRIVADA Y CAPITAL PUBLICO



Fuente: Elaboración propia. Véase sección 4.
PTF: Productividad Total de los Factores.

En el Gráfico 6, se muestra la evolución de la productividad total de los factores calculada como el residuo de una función de producción para el sector privado de tipo Cobb-Douglas, en la que se han impuesto rendimientos constantes a escala y en la que los *inputs* son capital productivo privado y trabajo (PTF), y otra en la que asimismo se incluye como *input* el capital público en infraestructuras del Estado (PTF sin la contribución del capital público). Como se observa, la inclusión del capital público en infraestructuras en la función de producción

suaviza el perfil, de manera que la deceleración que se observaba entre los años 1975 y 1982, así como la aceleración mostrada tras 1983, no son tan intensas. La inclusión de la variable pública no afecta, además, al perfil anual de la evolución de la PTF, que recoge la existencia de *shocks* de demanda y oferta de carácter permanente.

En línea con la evidencia disponible para otros países, los resultados subrayan la importancia que la distinción entre el gasto público corriente y el de capital tiene para analizar el impacto de la política presupuestaria. La diferenciación entre la inversión pública en general y la dedicada a infraestructuras de transportes y comunicaciones ha puesto de manifiesto que no sólo importa la composición del gasto público entre gastos corrientes y de capital, sino que también es relevante la composición de la inversión pública entre inversión en infraestructuras y otro tipo de inversiones.

El efecto positivo de la inversión pública en infraestructuras sobre la productividad del sector privado sugiere algunas valoraciones tentativas de política económica. Así, no parece deseable que el proceso de consolidación presupuestaria y de reducción de gasto público necesario para cumplir los requisitos de entrada en la Unión Económica y Monetaria lleve aparejados recortes del gasto público en infraestructuras como los que han tenido lugar en los últimos años. Más aún: dados los efectos positivos de este tipo de gasto sobre la productividad, una política de aumento de la competitividad de la economía pasa por hacer compatible ese proceso de consolidación presupuestaria con un esfuerzo inversor público en el campo de las infraestructuras[3].

APENDICE 1: BREVE DESCRIPCION DE LOS CONTRASTES UTILIZADOS

A.1.1. ADF

Dada una serie temporal x_t, el estadístico ADF contrasta la significatividad de β en la regresión:

$$\Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j \Delta x_{t-j}$$

[3] Además, la evidencia empírica disponible a partir de trabajos en curso permite concluir, con carácter provisional, que el *efecto expulsión* de la inversión pública sobre la privada es, si no irrelevante, sí de pequeña magnitud en el caso español. En otros estudios realizados en un marco conceptual distinto, existen, sin embargo, indicios de que ese *efecto expulsión* es, a largo plazo, completo (ver Argimón y Roldán, 1991).

donde n es tal que los residuos de la regresión son ruido blanco.

La hipótesis nula de que x_t es una serie integrada de orden uno (x_t~I(1)) no puede ser rechazada si no podemos rechazar que $\beta=0$. En caso contrario, si $\beta\neq0$, se dice que x_t es una serie estacionaria (x_t~I(0)). Si no se puede rechazar la hipótesis nula, se ha de contrastar si β' es distinto de cero en la regresión:

$$\Delta^2 x_t = \beta' \Delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^{n'} \gamma'_j \Delta^2 x_{t-j}$$

Si $\beta\neq0$, se dice que x_t es una serie integrada de orden 1. Si no puede rechazarse la hipótesis nula de que la serie es I(2) (no puede rechazarse $\beta'=0$), deberá contrastarse si x_t es integrada de orden tres frente al orden dos, de manera similar.

En McKinnon (1990), se encuentran los valores críticos de los estadísticos t que se necesitan para nuestros contrastes sobre β, ya que, en la hipótesis nula, los estadísticos t no tienen la distribución estándar. Esos valores críticos varían con el tamaño muestral y con la presencia o ausencia de constante y tendencia. Cuando se utiliza este contraste como un contraste de cointegración, los valores críticos varían también con el número de variables incluidas en la regresión que da origen al residuo x_t, así como con la inclusión o no de una tendencia en dicha relación de cointegración.

Los valores críticos para una muestra de 26 datos (1964 a 1989) son:

	Tamaños del contraste	
	5%	10%
Una variable		
sin constante	—1,95	—1,62
constante	—2,98	—2,63
constante y tendencia	—3,59	—3,23
Tres variables de cointegración		
constante	—4,08	—3,69
constante y tendencia	—4,60	—4,19
Cuatro variables de cointegración		
constante	—4,54	—4,14
constante y tendencia	—5,02	—4,59

Fuente: McKinnon (1990).

En el Cuadro A1.1, puede encontrarse un resumen de los resultados del contraste ADF para las distintas series utilizadas.

CUADRO A1.1
CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS

	I (1)	I (2)
Producto-capital privado ($y—k_p$)	X	
Empleo-capital privado (l-k_p)	X[a]	
Infraestructuras-capital privado ($k_g—k_p$)		
AAPP		X
Estado (CN)	X	
Estado (CP)	X	
Estado (CP, con TK)	X	
AAPP (MOISEES)	X[a]	

Notas: Todas las variables están en logaritmos. (a) Al 10% de significación.

A.1.2. MCE

El contraste de cointegración basado en el estadístico ADF, pese a su simplicidad, presenta el problema de imponer restricciones de factor común posiblemente inválidas. Este problema puede reducir su potencia en relación con otros contrastes. Un contraste basado en el coeficiente estimado del término de corrección de error en la representación MCE del modelo tiene más potencia que el estadístico ADF.

El contraste de cointegración del MCE se basa en la significatividad estadística de β en la regresión:

$$\Delta y_t = \alpha_o + \alpha_i \sum_i^k \Delta x_{it} + \beta \, [y_{t-1} - c_i \sum_i^k x_{it-1}]$$

donde y_t es la variable que ha de explicarse, x_i son las k variables explicativas, c_i son los coeficientes de la relación de cointegración, y la constante (la media) de la relación a largo plazo se recupera como el valor medio de la expresión entre paréntesis. Un desarrollo más formal, así como los valores críticos para este contraste, se encuentra en Banerjee, Dolado y Mestre (1993), donde se propone estimar esta misma relación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), especificando un modelo dinámico no restringido.

Esta especificación puede interpretarse, asimismo, como un contraste sobre la relación dinámica entre las distintas variables. Dentro del paréntesis, tendríamos la relación a largo plazo, y los coeficientes α_i nos darán la relación a corto plazo.

Los resultados de la estimación de este tipo de función para las distintas definiciones de las variables y distintas especificaciones se en-

cuentran, en parte, en los cuadros de resultados en la columna de Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL). En concreto, en esta columna se presentan los valores estimados para c_i. En todos los casos este contraste ha requerido la inclusión del retardo de la variable que ha de explicarse. Asimismo, para los resultados de los Cuadros 2, 3 y 4, en el corto plazo se ha excluido la variable de infraestructuras públicas, ya que no aparecía como estadísticamente significativa.

Para un tamaño muestral de 25, los valores críticos son:

	Tamaños del contraste	
	5%	10%
Tres variables de cointegración		
constante	—3,64	—3,24
constante y tendencia	—4,18	—3,72
Cuatro variables de cointegración		
constante	—3,91	—3,46
constante y tendencia	—4,18	—3,72

Fuente: Banerjee, Dolado y Mestre (1993).

APENDICE 2. CAUSALIDAD

Si dos series están cointegradas, debe existir una relación de causalidad, al menos en una de las dos direcciones (Granger, 1988). Para contrastar la dirección de causalidad tal como se formula en Granger (1969), se hace necesario realizar previamente un análisis de exogeneidad sobre las variables que aparecen en la especificación, cuya causalidad no se está contrastando. Este análisis previo se formula como un contraste de Hausman, pero, al tratarse de un modelo con mecanismo de corrección del error (MCE), se hace necesario contrastar si este mecanismo contribuye a explicar la evolución de las variables (Charemza y Deadman, 1992).

El contraste, en este caso, consiste en incluir, entre los instrumentos que se utilizan para construir el VAR para cada variable, el mecanismo de corrección del error estimado previamente. Es decir, para cada variable explicativa z_p, se estima

$$\Delta z_{pt} = \sum_{i=1}^{j} \sum_{p=1}^{q} \alpha_{pi} \Delta z_{pt-i} + \sum_{i=1}^{j} \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{j} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{j} \gamma_i \, mce_{t-i} \qquad (A2.1)$$

donde x_t e y_t son las variables cuya relación de causalidad se está contrastando y mce_t es el mecanismo de corrección del error. Si la hipóte-

sis nula para los coeficientes del mce en la ecuación de cada una de las variables explicativas no puede ser rechazada, se calculan los residuos de la ecuación para estas variables, omitiendo mce_t y se contrasta su significatividad en la ecuación de causalidad. Para ello, esta ecuación de causalidad, en el caso en que se quiera analizar si x causa a y, se especifica como:

$$\Delta y_t = a_o + a_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{j} \sum_{p=1}^{q} b_{pi} \Delta z_{pt-i+1} + \sum_{i=1}^{j} c_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{j} d_i mce_{t-i} \qquad (A2.2)$$

El contraste se formula como un contraste F con k_2-k_1, $T-k_2$ grados de libertad, donde T es el número de observaciones y k_1 y k_2 son el número de parámetros estimados en el modelo restringido (A2.2) y en el irrestringido (el que incluye los residuos), respectivamente. En el caso de que no pueda rechazarse la hipótesis nula de que las variables son exógenas, en el contraste de causalidad aparecerán de forma contemporánea. Una vez realizado este contraste previo, si se quiere analizar si x causa a y, se estimará la ecuación (A2.2), donde $b_{p1} \neq 0$ si y sólo si z_p es exógena, y mce es el mecanismo de corrección del error estimado previamente. Es un contraste sobre la significatividad conjunta de los coeficientes a_i y d_i y se formula como una F con k_2-k_1, $T-k_2$ grados de libertad, donde de nuevo T es el número de observaciones, y k_1 y k_2 son el número de parámetros estimados bajo el modelo restringido y bajo el irrestringido, respectivamente. Asimismo, la t de Student puede utilizarse como criterio.

En el Cuadro A2.1, pueden encontrarse los resultados de los contrastes de exogeneidad de $(l-k_p)$ efectuados para cada una de las variables de infraestructuras. Sólo se ha incluido un retardo de cada una de las variables, y el mecanismo de corrección del error se obtiene de la estimación por mínimos cuadrados no lineales de la dinámica completa, tal como queda recogida en los resultados presentados en el Cuadro 3. Es decir, la variable mce_t que se incluye en el contraste de causalidad se obtiene de estimar una ecuación del tipo:

$$\Delta(y - k_p)_t = a_o + a_1\Delta(\ell - k_p)_t + a_2\Delta(y - k_p)_{t-1} +$$

$$+ a_3\left[(y - k_p)_{t-1} - a_4((\ell - k_p)_{t-1} - a_5(k_g - k_p)_{t-1}\right]$$

haciendo

$$mce_t = (y - k_p)_t - \hat{a}_4((\ell - k_p)_t - \hat{a}_5(k_g - k_p)_t$$

Tal como se observa, parece que en ningún caso puede rechazarse la hipótesis nula. Por lo tanto, en el contraste de causalidad, la variable explicativa $l\text{-}k_p$ debe aparecer de forma contemporánea.

CUADRO A2.1
CONTRASTES DE EXOGENEIDAD

Serie de infraestructuras	$F = \frac{S_1 - S_2/k_2 - k_1}{S_2/T - k_2}$
Administraciones Públicas	0,71 (4,38)
Estado (CN)	2,63 (4,38)
Estado (CP)	4,22 (4,38)
Estado (CP) + transferencias	3,29 (4,38)

Notas: Entre paréntesis figura el valor del estadístico $F_{1,19}$ al 5% de significatividad.

El contraste de causalidad arroja los resultados presentados en el Cuadro A2.2, donde se recogen los valores de los coeficientes y los respectivos estadísticos t relevantes para el análisis. En concreto en las columnas (1), la dirección de causalidad va del *stock* de infraestructuras a la productividad, y, en las columnas (2), la dirección es de productividad a infraestructuras. De estos resultados se puede concluir que las infraestructuras son las que afectan a la productividad, mientras que no se encuentra evidencia de que las variaciones en la productividad generen cambios en las infraestructuras.

CUADRO A2.2
CONTRASTE DE DIRECCION DE CAUSALIDAD

	Administraciones Públicas (AAPP)		Estado (CN)		Estado (CP)		Estado (CN) + transferencias	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
α_3	0,23 (1,44)	—0,002 (0,01)	—0,04 (0,25)	—0,31 (1,30)	0,12 (0,83)	—0,40 (1,44)	—0,06 (0,32)	—0,26 (1,17)
α_5	—0,36 (2,29)	—0,22 (0,83)	—0,81 (4,13)	0,79 (2,04)	—0,68 (3,65)	0,83 (2,10)	—0,74 (3,87)	0,46 (1,29)
F	8,26**	1,63	25,62**	2,49	25,88**	2,40	24,45**	1,73

Notas: Resultados de la estimación de la ecuación:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(1-k)_t + \alpha_2 \Delta(1-k)_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_{t-1} + \alpha_4 \Delta y_{t-1} + \alpha_5 \, mce_{t-1}$$

donde $y_t = (y-k_p)_t$ y $x_t = (k_g-k_p)_t$ en la columna (1), y al contrario en la columna (2).

Se presentan los valores de los coeficientes α_3 y α_5, y sus respectivos estadísticos t y el contraste F de significatividad conjunta de α_3 y α_5. El valor de este contraste al 5% de significatividad es de 3,55.

REFERENCIAS

ARGIMÓN, I. y MARTÍN, M.J. (1993). «Series de stock de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España». Documento de trabajo n.º 9315. Servicio de Estudios. Banco de España.

ARGIMÓN, I. y ROLDÁN, J.M. (1991). «Ahorro, Inversión y Movilidad internacional del capital en los países de la CE». Documento de trabajo nº 9110. Servicio de Estudios. Banco de España.

ASCHAUER, D.A. (1989). «Is public expenditure productive?» *Journal of Monetary Economics.*

BAIGES, J., MOLINAS, C y SEBASTIÁN, M. (1987). *«La economía española 1964-1985. Datos, fuentes y análisis».* Instituto de Estudios Fiscales.

BAJO, O. y SOSVILLA, S. (1992). «Does public capital affect private sector performance? An analysis of the Spanish case, 1964-1988». Documento de Trabajo UNED 9208. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. UNED. (De próxima aparición en *Economic Modelling*).

BANERJEE, A., DOLADO, J. J. y MESTRE, R. (1993). «On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity». Documento de Trabajo 9302. Banco de España.

BERNDT, E.R. y HANSSON, B. (1992). «Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden». *Scandinavian Journal of Economics.*

COSTA, J. S., R.W. ELLSON y R. C. MARTIN (1992). «Public Capital, Regional Output and Development: Some Empirical Evidence». *Journal of Regional Science.*

CORRALES, A. y TAGUAS, D. (1989). *Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización.* Monografía nº 75. Instituto de Estudios Fiscales. Madrid.

CHAREMZA, W. W. y DEADMAN, D. F. (1992). *New directions in econometric practice.* Edward Elgar, England.

EASTERLY, W. y REBELO, S. (1993). «Fiscal Policy and Economic Growth: an empirical investigation». Ponencia presentada y recogida en las sesiones de la conferencia *How do National Policies Affect Long run Growth?,* Estoril.

EBERTS, R. W. (1986). «Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Economic Growth». Working Paper 8610. Federal Reserve Bank of Cleveland.

EBERTS, R. W. (1990). «Public Infrastructure and Regional Economic Development». *Economic Review,* Federal Reserve Bank of Cleveland.

EISNER, R. (1991). «Infrastructure and Regional Economic Performance». *New England Economic Review.* Federal Reserve Bank of Boston.

ENGLANDER, A. S. y MITTELSTÄDT, A. (1988). «Total factor productivity: macroeconomic and structural aspects of the slowdown» *OCDE Economic Studies.*

FORD, R. y PORET, P. (1991). «Infrastructure and private-sector productivity». *OECD Economic Studies.*

GÓMEZ, R. y GARCÍA PEREA, P. (1993). «Elaboración de series históricas de empleo». Mecanografiado, Banco de España.

GRANGER, C. W. J. (1969). «Investigating causal relation by econometric models and cross-spectral methods». *Econometrica.*

GRANGER, C. W. J. (1988). «Some recent developments in a concept of causality». *Journal of Econometrics.*

GRIER, K. G. y TULLOCK, G. (1989), «An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980», *Journal of Monetary Economics.*

GROSSMAN, P. J. (1988), «Government and economic growth: A non-linear relationship», *Public Choice.*

HERNANDO, I. y VALLÉS, J. (1992). «La Productividad Sectorial en España en los ochenta». Mecanografiado, Banco de España.

HOLTZ-EAKIN, D. (1988). «Private Output, Government Capital, and the Infrastructure Crisis». Discussion Paper Series nº 394. Columbia University.

HOLTZ-EAKIN, D. (1992). «Public Sector Capital and the Productivity Puzzle». NBER Working Paper nº 4122.

MCKINNON, J. (1990). «Critical values for cointegration tests». University of California San Diego. Discussion Paper 90.4.

MERA, K. (1973). «Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case». *Regional and Urban Economics.*

MUNNELL, A. H. (1990a). «Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment», *New England Economic Review.*

MUNNELL, A. H. (1990b). «How does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?». *New England Economic Review.*

MUNNELL, A. H. (1992). «Infrastructure Investment and Economic Growth». *Journal of Economic Perspectives.*

OCDE (1991). «Flow and stocks of fixed capital, 1964-1988». Department of Economics and Statistics. París.

ORTEGA, E. (1992). *La inversión extranjera directa en España. 1986-1990,* Banco de España, Estudios Económicos n.º 51.

RAYMOND, J. L. (1992). «Gasto público y crecimiento económico. Un análisis de los efectos del tamaño del sector público en España y en la Europa comunitaria». *Papeles de Economía Española.*

WOLFF, E. N. (1991). «Capital formation and productivity convergence over the long run». *American Economic Review.*

ABSTRACT

This paper analyzes the impact of public capital accumulation on infrastructure, particularly in transportation and communicatios, on the private productivity of the Spanish economy. A Cobb-Douglas production function, where public capital has been included as an additional input, is estimated and a comparison of output elasticities with respect to private and public capital is given for the period 1964-1989. The results suggest that the impact of infrastructures on productivity is significantly positive and greater than the impact of the rest of public and private capital.

COMENTARIO

Matilde Mas
IVIE y Universitat de València

El núcleo central del trabajo de Argimón *et al.* se destina a analizar el papel desempeñado por el capital público sobre la evolución de la productividad privada. Comienza describiendo el perfil mostrado por

la productividad total de los factores (PTF), del trabajo y del capital, y adelantando algunas hipótesis sobre los factores que pueden haber influido en su evolución. De las explicaciones posibles, el artículo explora una de ellas, la inversión pública en infraestructuras. El marco analítico de referencia es la especificación de una función de producción en la que se distinguen dos tipos de bienes de capital: privado y público, siguiendo la metodología popularizada por Aschauer (1989) en su análisis de la productividad en Estados Unidos.

Los autores comparten con Aschauer, y con una amplia literatura posterior, el punto de vista de que es una categoría particular de bienes de capital público —a los que genéricamente se denomina infraestructuras básicas— la que tiene un efecto positivo y significativo sobre la productividad privada. Alternativamente, otras formas de capital público tendrían un efecto sobre la productividad no significativo, o incluso negativo. Los autores añaden una cualificación adicional: no sólo importa el tipo de bienes en que invierte el sector público sino también quién es el agente sobre el cual recaen las decisiones de inversión: Estado o Entes Territoriales (Corporaciones Locales y Comunidades Autónomas).

Este punto es importante para la argumentación que se desarrolla en el trabajo, pues del mismo emergen dos conclusiones relevantes:

1) En la estimación de los efectos sobre la productividad privada del *stock* de infraestructuras en transportes y comunicaciones (Cuadro 2) distinguiendo entre AAPP[1] y Estado (en tres versiones) se concluye que la correspondiente a la serie de las AAPP es la que presenta un comportamiento peor en términos de los contrastes de cointegración, razón por la cual los autores se decantan por las series correspondientes al Estado.

2) En el Cuadro 5 se abunda sobre la idea anterior afirmándose que las infraestructuras de las administraciones periféricas no afectan, aparentemente, a la productividad del sector privado. Dos tipos de razones son aducidas para justificar este resultado: posibles errores de medida en la serie de las AAPP y menor elasticidad de la producción a este tipo de infraestructuras por la distinta naturaleza de los bienes en los que invierten los Entes Territoriales y/o por la posible menor eficiencia en la utilización de los recursos, derivada de su menor experiencia de gestión.

[1] En realidad Estado más Entes Territoriales, ya que se excluyen los Organismos Autónomos Administrativos y la Seguridad Social.

La distinción entre agentes inversores, central en este trabajo, tendría sentido si se dieran dos condiciones: si el tipo de bienes en que invirtiera cada uno de ellos fuera distinto y si este reparto funcional se hubiera mantenido en el tiempo. Dado que con frecuencia las diferentes AAPP realizan inversiones en la misma función de gasto, el primer requisito sólo podría cumplirse si se supone que, en algunos casos —por ejemplo, en carreteras— las infraestructuras construidas por el Estado y los Entes Territoriales ofrecen servicios distintos. Por otra parte, el segundo requisito no se cumple en el caso de la economía española, debido a los traspasos competenciales asociados al surgimiento de las Comunidades Autónomas.

En el Cuadro 1 que acompaña a este comentario se desglosa, para cada una de las infraestructuras de transporte contempladas[2] la participación de las inversiones realizadas por el Estado en la inversión correspondiente de las AAPP (Estado más Entes Territoriales). En el mismo puede comprobarse que hasta 1980, la responsabilidad inversora en puertos, aeropuertos y ferrocarriles recaía exclusivamente en el Estado, compartiendo con los Entes Territoriales la inversión en carreteras y que durante la década de los ochenta el reparto funcional se modifica sustancialmente como resultado del proceso de transferencias derivado de la creación del Estado de las Autonomías.

Si la situación vigente hasta comienzos de la década de los ochenta se hubiera mantenido en el tiempo, podría argumentarse que las carreteras del Estado cumplen funciones diferentes a las dependientes de las Diputaciones. Este argumento es dudoso cuando se considera que la estructura de red de gran parte de las infraestructuras implica que los efectos de una parte de la red dependen de la red entera[3], independientemente de quién ostente la titularidad jurídica sobre la decisión de inversión. El caso español es un buen ejemplo de cómo el reparto funcional es, en gran medida, fruto de la historia. Así, el *stock* de capital en carreteras del Estado en las provincias de Alava y Navarra es cero debido a las competencias de las haciendas forales. Resulta difícil aceptar que, por este hecho, algunas carreteras no tengan efecto sobre la productividad en ambas provincias y sí lo tengan en otras en las que la inversión la realizó el Estado. Los autores recurren para justificar sus resultados a la menor experiencia de los Entes Territoriales. Sin embargo, ni en este caso ni el conjunto de inversiones realizadas por las Diputaciones o los Ayuntamientos, puede aducirse menor experiencia de gestión.

---

[2] Se excluye la inversión en comunicaciones, por ser de relevancia cuantitativa muy limitada.

[3] Véase Hulten y Schwab (1992).

El Cuadro 1 ilustra también los fuertes cambios habidos en la responsabilidad inversora en la década de los ochenta derivados del proceso de traspaso de competencias del Estado a las CCAA. El proceso de traspaso de competencias supuso un cambio de la responsabilidad inversora en las infraestructuras que entraron dentro de competencias transferidas, con calendarios distintos según las Comunidades. De la intensidad del proceso dan constancia las cifras siguientes: mientras en 1980 la inversión en infraestructuras del Estado representaba el 80% del conjunto de inversión de las AAPP, diez años después dicha participación se había reducido en 20 puntos; en segundo lugar, hasta 1981, los Entes Territoriales carecían de responsabilidad inversora en puertos y aeropuertos[4]. En 1991 la participación del Estado en la inversión en puertos cayó al 36,23%, mientras que la inversión en aeropuertos pasaba a depender casi exclusivamente de un Organismo Autónomo Comercial (AENA); y en tercer lugar, la inversión en ferrocarriles ha experimentado un proceso similar. Hasta 1980, los Entes Territoriales carecían también de responsabilidad inversora en ferrocarril mientras que, en 1991, representaban el 30% de la inversión total de las AAPP.

Los intensos cambios señalados indican que es imposible mantener la homogeneidad de las series de *stock* de capital de cada uno de los agentes a lo largo del período analizado. En estas condiciones, la única serie de *stock* homogénea es la referida al conjunto de las AAPP, careciendo de significado la correspondiente al Estado (en cualquiera de sus versiones).

La elección de la serie de *stock* de capital derivada de las inversiones acumuladas por el Estado basándose en los resultados de los contrastes de cointegración es, según lo expuesto en los párrafos anteriores, objetable. Las reservas sobre la misma se derivan de que los cambios institucionales afectan gravemente a su homogeneidad y, por tanto, a su significado económico. En estas condiciones, las interpretaciones recogidas en el trabajo sobre la eficiencia o no de las diferentes AAPP en sus decisiones de inversión carecen de la adecuada fundamentación.

REFERENCIAS

ASCHAUER, D. (1989). «Is Public Expenditure Productive?». *Journal of Monetary Economics*.

HULTEN, CH. y SCHWAB, R. M. (1991). «Is there too little public capital in the US?». Seminario organizado por el IVIE, *Papel del Sector Público en el desarrollo económico*, Valencia, 7-11 de marzo.

[4] Es posible que los Entes Territoriales realizaran inversiones en puertos. La información disponible no permite aislar este componente de gasto que, en cualquier caso, sería de importancia cuantitativa menor.

CUADRO 1
PARTICIPACION DE LA INVERSION DEL ESTADO EN INFRAESTRUCTURA DE TRANSPORTE DE LAS AAPP (%)*

	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
Total	83,64	82,79	84,57	80,64	81,71	80,23	76,98	74,60	70,60	59,18	50,57	51,58	54,63	58,98	59,63	61,88	56,82
Carreteras	78,64	77,75	80,39	73,57	74,15	73,13	69,35	71,35	63,77	47,59	39,38	42,04	47,35	53,95	54,85	56,56	55,80
Puertos	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	79,71	54,27	44,72	57,09	66,64	55,66	55,47	50,38	63,61	36,23
Aeropuertos	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	99,42	99,94	99,87	99,25	99,36	88,63
Ferrocarriles	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	95,64	70,36	83,48	87,18	82,26	73,38	73,76	78,44	80,06	82,28	69,70

* Total de Administraciones Públicas definido como la suma de Estado, Comunidades Autónomas y Corporaciones Locales. No se incluyen, por tanto, los Organismos. Autónomos Administrativos ni las Administraciones de la Seguridad Social.

Fuentes: Cuentas de las Administraciones Públicas (Intervención General de la Administración del Estado, I.G.A.E.), Cuentas Generales de la Administración del Estado (I.G.A.E.), Anuario Estadístico (M.O.P., M.O.P.U. y M.O.P.T.).

COMENTARIO

Rafael Flores
Universidad Complutense

Ante todo quiero dar las gracias a los autores de este trabajo por haberme facilitado las series de datos que ellos han utilizado en su análisis. Esto me ha permitido apoyar mis comentarios con algunos resultados empíricos.

En este trabajo se investiga la existencia de un efecto tipo Aschauer (1989a) para la economía española, esto es, si la elasticidad del producto con respecto al *stock* de capital público en infraestructuras, en una función de producción Cobb-Douglas, es significativamente distinta de cero.

Bajo y Sosvilla (1992) llevan a cabo un análisis similar, sin embargo estos autores utilizan una serie de *stock* de capital público en la que el *stock* de capital en infraestructuras, variable de interés, es tan sólo uno de los componentes del primero.

Dado el objetivo del artículo, considero que el marco de análisis uniecuacional elegido por los autores es adecuado. Considero también que el análisis econométrico ha sido detallado y riguroso, en particular se han estudiado las propiedades estocásticas de las series temporales que entran en juego así como la dirección causal de la serie de infraestructuras respecto al producto; este tipo de análisis no está presente en los trabajos ya clásicos de Aschauer (1989a,b).

A pesar de las indudables mejoras introducidas por los autores, la pregunta que me sugiere este trabajo es la misma que me sugirió el trabajo pionero de Aschauer. Desde el punto de vista de la política económica ¿qué interés tiene saber que la elasticidad del producto con respecto al capital público es cero o distinta de cero? En mi opinión, para la política económica lo que tiene interés no es el efecto Aschauer (o impacto directo) sino el efecto final, su valor a largo plazo y su distribución en el tiempo. Los propios autores reconocen en sus conclusiones que «...para tener una idea del impacto global de las infraestructuras públicas sobre la economía deberían tenerse en cuenta las interrelaciones dinámicas entre las distintas variables consideradas así como la posible existencia de sustituibilidades entre los distintos factores».

En Flores y Pereira (1993) se demuestra como un valor nulo de esa elasticidad puede ser compatible con importantes efectos del *stock* de

capital público en infraestructuras sobre la producción, el empleo y/o el *stock* de capital privados. No es probable que variaciones del *stock* de capital público afecten a la producción sólo de forma directa, esto es, entrando como *input* en una función de producción agregada. Lo más probable es que el empleo y el *stock* de capital privado también se vean alterados por variaciones en el *stock* de capital público. Más aún, es posible que los niveles de producción, empleo y capital privado, de períodos anteriores, influyan en la determinación del *stock* de capital público corriente.

Conocer el valor de la elasticidad del producto con respecto al capital público tiene interés en la medida en que el investigador esté interesado en descomponer el efecto final sobre la producción, de un aumento permanente unitario en nivel del *stock* del capital público, en la suma de un efecto directo y otro indirecto.

Si el interés se centra en la estimación eficiente del efecto final, así como su distribución en el tiempo, el marco de análisis uniecuacional es inadecuado. El marco uniecuacional excluye explícitamente *n-1* de las *n* relaciones dinámicas que puede haber entre las variables de un vector *n*-dimensional. Estas relaciones omitidas juegan, en general, un papel esencial en la evaluación del impacto global así como en el análisis de su distribución a lo largo del tiempo.

A continuación se presenta evidencia empírica acerca de lo importantes que pueden llegar a ser estas relaciones dinámicas omitidas. Concretamente, se muestra cómo todas las variables utilizadas por los autores se encuentran en relación dinámica. El carácter de tales relaciones provoca que la elasticidad del producto-capital público, estimada por los autores en 0,6, infraestime el impacto global del capital público sobre la producción.

CUADRO 1
CONTRASTE DE JOHANSEN

Hipótesis Nula	Resultado del Contraste	Valores Críticos (99%)
Al menos 4 tendencias	62,3	55,6
Al menos 3 tendencias	35,3	37,3
Al menos 2 tendencias	17,7	22,0
Al menos 1 tendencia	5,9	11,6

Nota: Se ha utilizado un VAR(2) sobre el nivel de las variables en logaritmos.

El Cuadro 1 recoge el resultado de aplicar el contraste de Johansen (1988); se trata de determinar el número de relaciones de cointe-

gración presentes en el vector de variables formado por el PIB privado, el empleo en el sector privado, el *stock* de capital privado y el *stock* de capital público en infraestructuras. La hipótesis nula de «al menos tres tendencias» no se rechaza con un nivel de confianza del 99%, mientras que la hipótesis de «al menos 4 tendencias» se rechaza con el mismo nivel de confianza. Este resultado implica la existencia de tan sólo una relación de cointegración.

Una regresión en niveles (logaritmos) del producto frente al resto de variables del vector proporciona la relación de cointegración siguiente (ecm = mecanismo de corrección del error):

$$ecm_t = u_t - 1{,}20 - 0{,}27l_t - 0{,}18k_t - 0{,}50\ kg_t \qquad (1)$$

Esta relación es idéntica a la obtenida por los autores del artículo.

A continuación y siguiendo la metodología de Tiao y Box (1981) para la elaboración de modelos ARMA vectoriales, se llega al siguiente modelo VAR(1):

$$ecm_t = \underset{(0{,}10)}{0{,}29}\ \Delta l_{t-1} - \underset{(0{,}09)}{0{,}19}\ \Delta kg_{t-1} + a_{et} \qquad (2)$$

$$\Delta l_t = \underset{(0{,}23)}{0{,}97}\ ecm_{t-1} - \underset{(0{,}11)}{0{,}41}\ \Delta k_{t-1} + \underset{(0{,}15)}{0{,}81}\ \Delta kg_{t-1} - \underset{(0{,}01)}{0{,}02} + a_{1t} \qquad (3)$$

$$\Delta k_t = \underset{(0{,}15)}{0{,}26}\ ecm_{t-1} + \underset{(0{,}08)}{0{,}55}\ \Delta k_{t-1} + \underset{(0{,}11)}{0{,}49}\ \Delta kg_{t-1} + a_{kt} \qquad (4)$$

$$\Delta kg_t = \underset{(0{,}19)}{0{,}69}\ ecm_{t-1} + \underset{(0{,}09)}{0{,}90}\ \Delta kg_{t-1} + a_{gt} \qquad (5)$$

Nótese que con objeto de tratar adecuadamente la existencia de la relación de cointegración, se utiliza la representación de Stock y Watson (1988). El vector de variables I(0) está formado por la relación de cointegración (ecm_t) y las primeras diferencias del logaritmo del empleo (Δl_t), *stock* de capital privado (Δk_t) y *stock* de capital público (Δkg_t).

Estas ecuaciones muestran que la producción (a través del ecm), el empleo, el *stock* de capital privado y el *stock* de capital público se encuentran, todas ellas, en relación dinámica las unas con las otras. Concretamente se aprecia como el *stock* de capital público no sólo

afecta a la producción (ecuación 2), sino que también afecta al empleo y capital privado (ecuaciones 3 y 4). Por otra parte, los niveles de producto, empleo y capital privado en t—1 (a través de ecm_{t-1}) determinan el crecimiento del *stock* de capital público para t (ecuación 5).

Bajo el supuesto de que el sector público anuncia sus planes de inversión al comienzo del período (a través de los Presupuestos Generales del Estado), esto es, el *stock* de capital público en t es conocido por el sector privado al comienzo de ese año, es posible calcular las funciones de respuesta de la producción, el empleo y el *stock* de capital privado, ante un *shock* unitario transitorio en la tasa de variación del *stock* de capital público (véase, Flores y Pereira, 1993). Esto es así debido a que es posible diagonalizar por bloques la matriz de varianzas y covarianzas de los términos de error en las ecuaciones (2)-(5), interpretando las correlaciones contemporáneas entre a_{gt} y el resto de ruidos como efectos dentro del año de Δkg_t hacia Δy_t, Δl_t y Δk_t.

El Gráfico 1 recoge la respuesta de las tasas de variación de dichas variables, mientras que el Gráfico 2 recoge las respuestas de los niveles. En estos Gráficos también aparece la senda hacia el equilibrio que sigue la variable ecm.

Nuestros cálculos indican que un aumento transitorio de un punto porcentual en la tasa de variación del *stock* de capital público provocará a largo plazo (20 años aproximadamente) un aumento permanente en los niveles de capital público, empleo, capital privado y producción de 4,4; 1,5; 4,0 y 3,8 puntos porcentuales respectivamente. El crecimiento del producto en 3,8 puntos porcentuales frente a 4,4 del *stock* de capital público, supone una elasticidad del primero respecto al segundo del 0,86. El valor de esta elasticidad anual es superior al 0,60 estimado en el artículo.

El proceso de ajuste hacia la nueva situación de equilibrio es lento. Los efectos sobre el empleo y el *stock* de capital privado son positivos, con unas elasticidades a largo plazo de 0,34 y 0,91 respectivamente. Por último, también se aprecia como en el proceso hacia el equilibrio, se va sustituyendo trabajo por capital privado.

GRAFICO 1
RESPUESTA DE TASAS

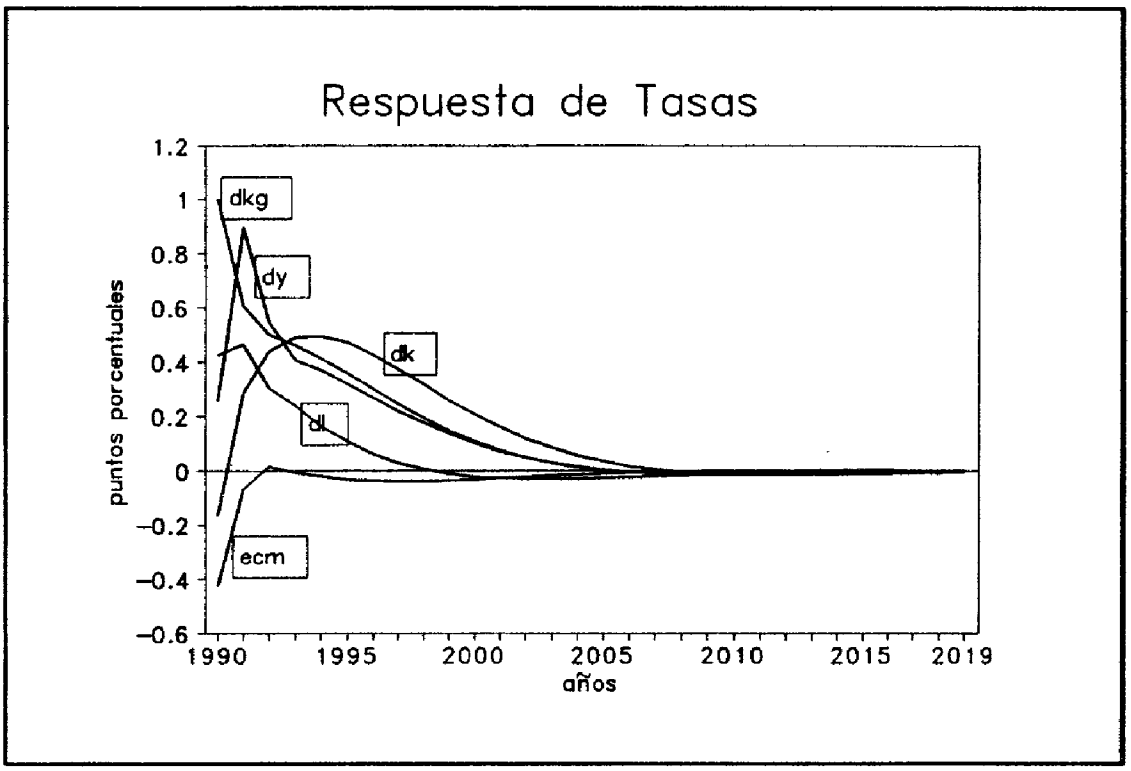
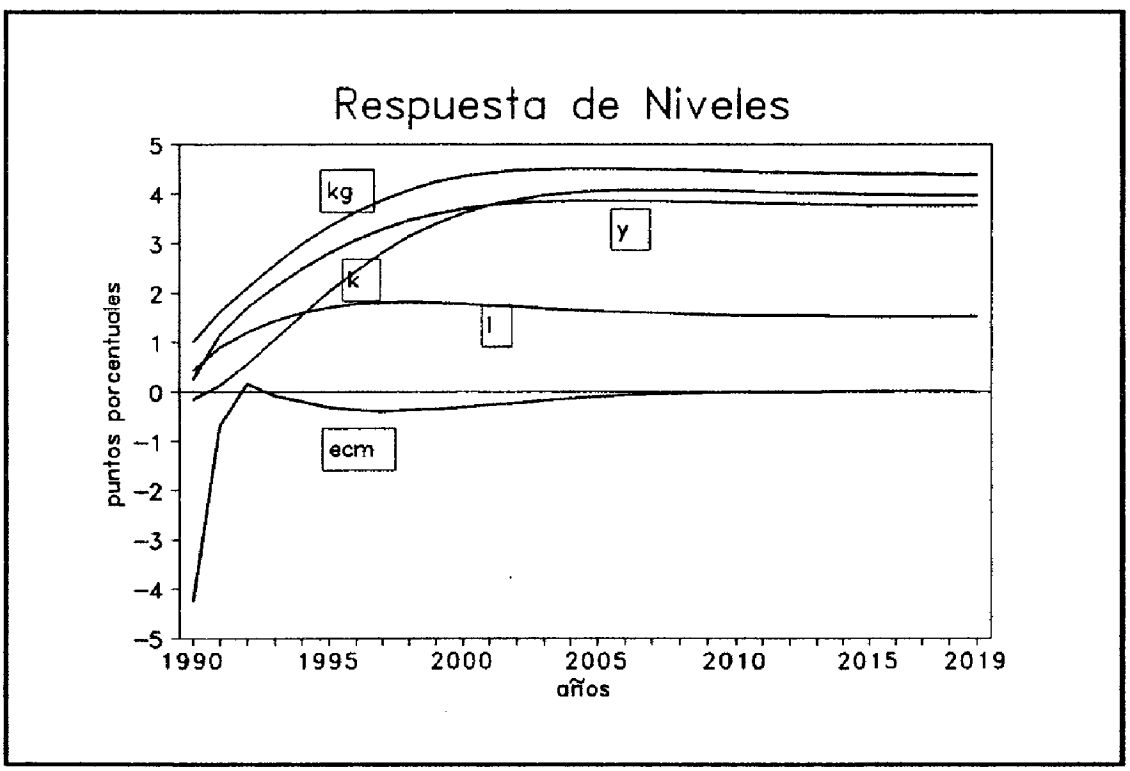


GRAFICO 2
RESPUESTA DE NIVELES



REFERENCIAS

ASCHAUER, D. (1989a). «Does Public Capital Crowd out Private Capital?», *Journal of Monetary Economics*.

ASCHAUER, D. (1989b) «Is Public Expenditure Productive?», *Journal of Monetary Economics*.

BAJO, O. y S. SOSVILLA (1993). «Does Public Capital Affect Private Sector Performance?». An Analysis of the Spanish Case, 1964-1988», *Economic Modelling*.

FLORES, R. y A. PEREIRA (1993). «Public Capital and Economic Growth in the United States. Is Public Capital Productive?», Documento de Trabajo, ICAE n.º 9313.

JOHANSEN, S. (1988) «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Monetary Economics, Dynamics and Control*.

STOCK, J. y M. WATSON (1988), «Testing for Common Trends», *Journal of the American Statistical Association*.

TIAO, G. C. y G. E. Box (1981) «Modeling Multiple Time series with Applications», *Journal of the American Statistical Association*.

DISCUSION

La discusión general se centra fundamentalmente alrededor de dos temas. En primer lugar, la construcción de las series y la fiabilidad del contraste sobre elc ambio estructural observado a partir de principios de los años ochenta. En segundo lugar, sobre la metodología en su conjunto; en particular, sobre si ciertos coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades.

Isabel Argimón aclara que en la construcción de las series se han seguido ciertos criterios de contabilidad nacional y, por tanto, no se han contabilizado las inversiones realizadas por las empresas públicas de servicios (agua, electricidad, etc.). Ezequiel Uriel comenta, en relación con las estructuras urbanas y el ciclo del agua, que es cierto que los gastos de funcionamiento y mantenimiento los realizan empresas municipalizadas, pero que en cambio las inversiones las realizan esencialmente los ayuntamientos y corporaciones locales y se incluyen, por tanto, en las series de inversiones de las administraciones públicas.

José Manuel González-Páramo, respondiendo a los comentarios de Matilde Mas, insiste en que los contrastes de cambio estructural no son concluyentes pero plantean la posibilidad de que las transferencias de gasto de la administración central a las autonómicas hubiera significado un cambio de comportamiento significativo. Aclara que el resto del capital público no resulta estadísticamente significativo en la estimación de la función de producción cuando se utiliza la serie de administraciones

públicas, y que al eliminar dicha variable la estimación de la función de producción cuando se utiliza la serie de administraciones públicas, y que al eliminar dicha variable la estimación no empeora sustancialmente.

Finalmente, Francisco Pérez argumenta que no es posible comparar el grado de eficiencia de la inversión realizada por los distintos niveles de la administración. Para ello sería necesario construir series de *stock* de capital por niveles de gobierno, y ello no es factible. La razón es que, en su momento, no se valoró el *stock* de capital asociado a las competencias que se transferían.

Charles Bean realiza un comentario sobre el problema de estimar funciones de producción agregadas sin considear el progreso técnico. Asegura que, en este caso, no es sorprendente que a menudo se obtenga un coeficiente alto para el capital y bajo para el trabajo, pero ello no implica que este coeficiente se refiera a la función de producción agregada sino que se deba al procedimiento de estimación que no introduce ninguna variable *proxy* del progreso técnico. En la misma línea argumental, Juan Francisco Jimeno se sorprende de la facilidad con la que estos coeficientes de la estimación por mínimos cuadrados se interpretan como elasticidades cuando hay un problema de endogeneidad obvio. Añade que los contrastes de causalidad no sirven para valorar la gravedad del problema de endogeneidad.

En relación a la intervención de Rafael Flores, González-Páramo reconoce que el resultado de que el capital público es causado contrasta con sus propios resultados, lo que sugiere que vale la pena volver a plantear el tema. Rafael Flores pregunta a los autores y a la audiencia en general, acerca del propósito común de estimar funciones de producción.

Juan José Dolado expresa su desacuerdo con Bean, y añade que de hecho no es necesario estimar los coeficientes de una función de producción Cobb-Douglas, ya que estos coeficientes son las participaciones relativas de los factores. Recuerda que el análisis de Flores indica que existe una sola relación entre *inputs* y *otuput,* y que por tanto sólo puede interpretarse como una función de producción, aunque reconoce que el alto coeficiente del capital resulta molesto. Flores sugiere que tal vez sólo se encuentra una relación porque no existen suficientes variables en el conjunto de información. Jimeno añade que si los residuos de la estimación de una función de producción son perturbaciones tecnológicas, y usualmente pensamos en ellas como integradas, si se encuentra una relación cointegrada, es muy probable que no sea una función de producción.

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse por triplicado a: *Moneda y Crédito,* Fundación Central Hispano, Marqués de Villamagna, 3, 28001 Madrid. Deberán estar redactados en español o en inglés, si bien la publicación será en español, y contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión.

2. *Moneda y Crédito* emplea para la aceptación de originales el sistema de evaluación anónima. El proceso de evaluación normalmente no durará más de cuatro meses, desde la recepción del original hasta la primera respuesta al autor.

3. *Moneda y Crédito* podrá modificar la redacción de los originales aceptados para su publicación, exclusivamente con el fin de mejorar su estilo o su inteligibilidad. El autor deberá corregir las pruebas de imprenta de su artículo y recibirá 25 separatas del mismo una vez publicado.

4. Los trabajos irán mecanografiados a doble espacio y las páginas numeradas correlativamente. Los apéndices y notas a pié de página irán al final del texto principal y antes de las referencias bibliográficas. Tras éstas irán los cuadros y gráficos, en hojas aparte. Finalmente, se incluirá en hoja aparte un resumen del artículo, de no más de 100 palabras, en inglés.

5. En la primera página se hará constar el nombre, dirección y afiliación profesional del autor, el número de clasificación del artículo según el *Journal of Economic Literature* y dos palabras clave (JEL Keywords).

6. Los cuadros y gráficos se numerarán correlativamente, tendrán un título suficientemente explicativo y contendrán información sobre las fuentes de los datos mostrados. Los gráficos deberán tener la suficiente calidad técnica para ser reproducidos directamente. Las palabras extranjeras aparecerán en letra cursiva o subrayadas. Las fórmulas matemáticas más importantes se numerarán correlativamente entre paréntesis a su derecha. Los cuadros, gráficos y fórmulas matemáticas del Apéndice se numerarán correlativamente como A.1, A.2, etc.

7. En el texto, las referencias bibliográficas se citarán de forma abreviada con el apellido del autor y la fecha, distinguiendo a, b, c, etc. si hay varias del mismo autor y año; por ejemplo, Samuelson (1971a). Las referencias bibliográficas completas aparecerán al final del texto según el formato indicado por los siguientes ejemplos: Burda, M. y C. Wyplosz (1993), *Macroeconomics. A European Text,* Oxford University Press, Oxford; Hall, R. (1989), «Consumption», en R. Barro (ed.), *Modern Business Cycle Theory,* Basil Blackwell, Oxford; Hernando, I. y J. Vallés (1992), «Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas», *Moneda y Crédito;* Sanz, C. (1993), «Una Estimación de la Demanda de Trabajo Manual y No Manual». CEMFI, Documento de Trabajo 9317.

8. Las notas a pie de página deberán aparecer numeradas correlativamente. Los agradecimientos constituirán la primera nota a pie de página, no con un número sino con un asterisco (*).

M y C

198

Esta publicación se edita con el patrocinio de:

FUNDACION
CENTRAL HISPANO