

# ECONOMÍA REGIONAL DESDE UNA PERSPECTIVA NEOCLÁSICA. DE CONVERGENCIA Y OTRAS HISTORIAS\*

ÁNGEL DE LA FUENTE

*Instituto de Análisis Económico (CSIC)*

En los últimos años, los macroeconomistas de orientación neoclásica han mostrado un gran interés por algunas cuestiones de economía regional. Este artículo explica por qué y explora algunos de los temas centrales de esta literatura. Tras resumir brevemente el marco teórico que ha guiado esta línea de investigación y la metodología empleada en el análisis empírico de la convergencia regional, se examinan algunos de los resultados más relevantes de trabajos recientes. A continuación, se discute la que parece ser la interpretación dominante de la evidencia empírica y algunas de sus implicaciones tanto teóricas como de política regional. Finalmente, se cuestionan algunos aspectos de esta interpretación y se señalan algunos temas que merecerían mayor atención en la investigación futura.

*Palabras clave:* convergencia, crecimiento, economía regional

**A** los macroeconomistas de orientación neoclásica nos ha dado últimamente por hacer economía regional. Dado el nulo interés que tradicionalmente habíamos mostrado por el tema, el fenómeno no deja de ser un tanto chocante, al menos para los que lo contemplan desde fuera y posiblemente también para los economistas regionales “de verdad,” que probablemente encuentren el enfoque de los invasores un tanto *naïve* además de, sospecho, excesivamente neoclásico para su gusto.

El objetivo de este trabajo es triple. En primer lugar, intentaré explicar a un grupo de lectores en el que espero se encuentren muchos economistas regionales “de verdad” lo que hemos estado haciendo los macroeconomistas sobre temas regionales en los últimos años. Intentaré hacerlo, además, de forma comprensible y no suponiendo, como solemos hacer, que todos hablan nuestro idioma y comparten nuestros supuestos implícitos. En segundo lugar, intentaré convencer a la misma audiencia de que esto puede tener un cierto interés. Finalmente, quisiera aprovechar también para animar a ambas tribus a que, ahora que comparten al menos el interés por ciertos pro-

---

(\*) Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en la XXI Reunión de Estudios Regionales. Agradezco los comentarios y sugerencias de José María da Rocha y la asistencia de Juan Antonio Duro. Este trabajo ha sido financiado por el Ministerio de Educación y Ciencia (a través del proyecto CICYT n.º PB92-0120-C02-02) y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional.

blemas, hagan un pequeño esfuerzo por compartir algo más. Pienso que tanto el debate como la colaboración pueden ser muy fructíferos.

El trabajo está organizado como sigue. En la primera parte de la sección 1 esbozaré el marco teórico con el que el neoclásico representativo se enfrenta a algunas cuestiones de economía regional. Esto servirá también para aclarar las razones por las que el tema le puede interesar, así como el tipo de cuestiones en las que se centrará su análisis. Esencialmente, y aquí me anticipo un poco al argumento, el reciente interés por el tema se debe a que el comportamiento de las economías regionales se percibe como una especie de banco de pruebas que permite, en principio, determinar cuál de los dos tipos de teorías de crecimiento es la buena. Tras repasar lo que dicen estas teorías, en la segunda parte de la sección introduciré un sencillo modelo empírico que ha servido de marco para gran parte del trabajo econométrico relevante y lo utilizaré para definir algunos conceptos que aparecen con frecuencia en esta literatura.

A continuación, intentaré relacionar el modelo empírico de una forma más estrecha con la teoría que lo motiva, desarrollando un modelo estructural que permite dar una interpretación teóricamente interesante de los parámetros a estimar. Destacaré también que ésta no es la única interpretación posible y discutiré tres posibles mecanismos que podrían generar convergencia en rentas per cápita entre regiones. Una de las cuestiones que analizaremos más adelante es hasta qué punto la evidencia disponible permite discriminar entre ellos.

En la Sección 2 del artículo, repasaré los resultados obtenidos por distintos autores y la interpretación que éstos hacen de los mismos. Tras examinar brevemente la evidencia empírica existente, me centraré en el trabajo de Robert Barro y Xavier Sala –sin duda los pioneros de esta línea de investigación en el campo neoclásico–. La interpretación que hacen estos dos autores de la evidencia regional constituye, dentro de este segmento de la profesión, lo que los anglosajones llamarían la sabiduría convencional sobre el tema.

Barro y Sala (BS) encuentran que las regiones de un mismo país convergen a largo plazo a un nivel común de renta per cápita. La velocidad de este proceso de igualación de las rentas es muy similar en distintos países y muy reducida en todos ellos. Utilizando un modelo explícito de crecimiento como marco de referencia, BS sostienen que este resultado tiene importantes implicaciones teóricas. De acuerdo con su análisis, un modelo neoclásico agregado constituye una descripción aceptable del mundo. El único *pero* es que la aparente lentitud del proceso de convergencia implica que la tecnología presenta rendimientos casi constantes a escala en el capital. Esta conclusión resulta más fácil de aceptar si abandonamos el concepto restrictivo de capital que encontramos en los modelos de corte tradicional (maquinaria y edificios) y adoptamos una definición más amplia que englobe la inversión en intangibles (educación e I+D principalmente). Finalmente, Barro y Sala se muestran escépticos sobre la política regional. En su interpretación, el hecho de que países caracterizados por distintos niveles de redistribución regional presenten tasas similares de convergencia es evidencia de la falta de efectividad de este tipo de políticas. Lo que sí recomiendan es paciencia y resignación cristiana puesto que nuestros descendientes serán algún día todos iguales –al menos en valor esperado–.

En la última parte del trabajo discutiré hasta qué punto la evidencia disponible apoya la interpretación que acabo de esbozar. Basándome en trabajos recientes de Marcet (1994) y Raymond y García (1994) entre otros autores, así como en algunos ejercicios empíricos con datos españoles, sostendré que un examen cuidadoso de la

evidencia apunta hacia conclusiones bastante distintas de las de Barro y Sala y plantea algunas preguntas que a la mayoría de los macroeconomistas nos resultan incómodas porque sugieren i) que el mundo no es lo suficientemente sencillo como para explicarlo con un modelo unisectorial y ii) que no sabemos muy bien qué determina la riqueza de las regiones. Esto me llevará a concluir, como siempre, (si no ¿a qué iba a dedicarse uno?) que hace falta más investigación sobre el tema. También quisiera sugerir que otras tribus como la presente, que han pensado más sobre algunas de estas cuestiones, pueden tener cosas interesantes que decir. Me gustaría animarlas a que lo hicieran.

## 1. MARCO TEÓRICO Y CONCEPTOS DE CONVERGENCIA

El lector descubrirá enseguida que el concepto de *convergencia* ocupa un lugar central en las preocupaciones de los macroeconomistas metidos a economistas regionales. El primer objetivo de esta sección es explicar por qué. Para ello resultará conveniente realizar una breve incursión en la historia reciente del pensamiento neoclásico. Comenzaré contando la historia de cómo una rama de esta noble tribu vino a interesarse por la economía regional. Esto nos permitirá poner algunas cosas en contexto y servirá también para aclarar por qué la investigación sobre el tema se ha centrado en algunas cuestiones muy concretas.

En particular, veremos que el interés de los macroeconomistas por la convergencia tiene su origen en una controversia de carácter teórico entre los defensores de dos familias de modelos de crecimiento económico. De acuerdo con la primera, ser pobre es, hasta cierto punto, una ventaja. En este tipo de modelos la tecnología es tal que, otras cosas iguales, los países pobres crecen más deprisa que los ricos. Esto no implica necesariamente la total desaparición de la desigualdad (otras cosas podrían no ser iguales), pero sí al menos una tendencia hacia la estabilización a largo plazo de las rentas relativas de los distintos territorios. En el segundo grupo de modelos, por contra, son los países ricos los que crecen más rápidamente y esto hace que el grado de desigualdad aumente sin cesar.

Una forma de decidir qué modelo es mejor es preguntando cuál se ajusta mejor a los datos. En principio, la tarea no es difícil: basta con determinar el signo de la relación entre tasa de crecimiento y nivel de renta tras controlar por otros factores relevantes. En el apartado 1.2. de esta sección esbozaré un modelo empírico que permite una primera aproximación a este problema. El mismo modelo nos servirá también en el apartado 1.3. para definir distintas variantes del concepto de convergencia. Finalmente, mostraré que el modelo propuesto se puede relacionar explícitamente con la discusión teórica, si bien esto ha de hacerse con cierta precaución.

### *1.1. El contexto. (De cómo a los macroeconomistas les dio por la economía regional)*

En los últimos diez años el crecimiento ha pasado a ocupar un lugar importante entre los intereses de los macroeconomistas, desplazando en alguna medida su anterior preocupación por los ciclos económicos. Este cambio se debe en gran parte a dos factores. El primero es el convencimiento de que, en términos de bienestar a medio y largo plazo, importa bastante más la tendencia que el ciclo, al menos mientras la volatilidad de la renta sea reducida, como de hecho lo ha sido, durante las últimas

décadas<sup>1</sup>. El segundo es la creciente insatisfacción con los modelos neoclásicos tradicionales que recogían el consenso precedente sobre los determinantes del crecimiento.

El origen de esta insatisfacción es de carácter más empírico que teórico. Una vez se comenzó a disponer de series relativamente largas y homogéneas de renta para un buen número de países, la atención de los investigadores se centró en dos regularidades empíricas. En primer lugar, la desigualdad internacional no mostraba tendencia alguna a reducirse con el paso del tiempo –sino más bien todo lo contrario–. En segundo, la evidencia histórica existente sugería que, en contra de lo esperado, la tendencia secular de la tasa de crecimiento era creciente<sup>2</sup>.

Ambos “hechos estilizados” parecían contradecir las predicciones de los modelos de crecimiento que gozaban de más favor entre los macroeconomistas neoclásicos –es decir, del modelo unisectorial de Solow (1956) y diversas extensiones del mismo propuestas por Cass (1965), Koopmans (1965) y Diamond (1965) entre otros autores–<sup>3</sup>. Un supuesto central de estos modelos es que la relación entre los *stocks* de factores productivos y el producto nacional se puede aproximar mediante una función de producción agregada que presenta rendimientos constantes a escala en capital físico y trabajo y, por tanto, rendimientos decrecientes en el capital<sup>4</sup>. En la ausencia de progreso técnico, este supuesto implica que la productividad marginal del capital disminuirá con el *stock* acumulado, reduciendo tanto el incentivo a ahorrar como el impacto sobre el crecimiento del producto de un volumen dado de inversión. Por consiguiente, el ritmo de crecimiento descenderá gradualmente y, bajo supuestos convencionales, acabará deteniéndose. El mismo mecanismo genera una predicción de convergencia en rentas per cápita: los países más pobres tendrán un mayor incentivo a ahorrar y una tasa de crecimiento más elevada con la misma tasa de inversión, por lo que tenderán a crecer más rápidamente que los ricos. Además, este resultado se verá reforzado por consideraciones de economía abierta, ya que los flujos de factores

(1) Véase Lucas (1987).

(2) Véase Romer (1986) y Lucas (1988).

(3) Para una introducción no excesivamente técnica a estos modelos y a la literatura de crecimiento endógeno, véase de la Fuente (1992 y 1995c).

(4) Para introducir el concepto de rendimientos a escala, supongamos que la función de producción agregada es de la forma  $Y = F(K, L)$  donde  $Y$  es el producto nacional. Para simplificar la exposición, supondremos que  $F()$  es del tipo Cobb-Douglas,  $Y = AK^\alpha L^\theta$ , donde  $A$  es un índice de desarrollo tecnológico o de “productividad total” de los factores. Los coeficientes  $\alpha$  y  $\theta$  miden la elasticidad del producto nacional con respecto a los *stocks* de los dos factores: si el *stock* de capital aumenta en un 1% con la fuerza laboral fija, por ejemplo, el producto nacional aumenta en un  $\alpha\%$ .

Diremos que la función de producción  $F()$  presenta rendimientos crecientes a escala (en  $K$  y  $L$ ) si cuando aumentamos los *stocks* de ambos factores en la misma proporción,  $\lambda > 1$ , el producto aumenta en una proporción mayor que  $\lambda$ , esto es:

$$F(\lambda K, \lambda L) > \lambda F(K, L).$$

De igual forma,  $F()$  presenta rendimientos constantes si  $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$  y decrecientes si  $F(\lambda K, \lambda L) < \lambda F(K, L)$ . En el caso que estamos considerando de una función Cobb-Douglas, tenemos

$$F(\lambda K, \lambda L) = A(\lambda K)^\alpha (\lambda L)^\theta = \lambda^{\alpha+\theta} AK^\alpha L^\theta = \lambda^{\alpha+\theta} F(K, L).$$

Por tanto,  $F$  presenta rendimientos crecientes en  $K$  y  $L$  si y sólo si  $\alpha + \theta > 1$ , decrecientes si  $\alpha + \theta < 1$ , y constantes si  $\theta = 1 - \alpha$ . De igual forma, diremos que  $F$  presenta rendimientos decrecientes en el capital si el producto aumenta menos que proporcionalmente con  $K$ , esto es, si  $\alpha < 1$ .

móviles, junto con el comercio internacional, contribuirán a la igualación de los precios de los factores.

Lo esencial de estas predicciones sobrevive en diversas extensiones del modelo neoclásico tradicional. Así, la introducción de progreso técnico exógeno en este marco permite el crecimiento sostenido pero no modifica el resultado de convergencia, siempre que mantengamos el supuesto de que todos los países tienen acceso a los mismos conocimientos técnicos. De hecho, para que la predicción de convergencia se mantenga, basta con suponer que esto es cierto a largo plazo. En esta línea, un factor potencialmente importante en el proceso de convergencia es el efecto de *catch-up* o acercamiento tecnológico destacado por Abramovitz (1979, 1986) y otros autores. De acuerdo con esta hipótesis, la ventaja que comporta la posibilidad de imitar a bajo coste las tecnologías desarrolladas en los países más avanzados debería permitir a los países menos desarrollados reducir gradualmente la distancia que les separa de los anteriores.

Como hemos visto, los datos parecían desmentir con cierta claridad estas predicciones. Esto motivó la búsqueda de alternativas al modelo neoclásico tradicional, dando lugar en años recientes a la literatura de *crecimiento endógeno*. Algunos de los pioneros de esta literatura [sobre todo Romer (1986 y 1987a y b)] propusieron modelos basados en el supuesto de rendimientos constantes o crecientes en el capital. La visión del mundo implícita en estos modelos es muy distinta en algunos aspectos de la que recogían los modelos tradicionales. En primer lugar, algunas de las predicciones centrales de los modelos neoclásicos se invierten cuando existen rendimientos crecientes a escala. Puesto que el rendimiento de la inversión es ahora una función creciente del *stock* acumulado de capital, el crecimiento es explosivo, incluso en la ausencia de progreso técnico, y puesto que ahora los países más ricos son los que crecen más rápidamente, la desigualdad tiende a aumentar con el paso del tiempo. En segundo lugar, las implicaciones de política de los dos tipos de modelos son muy diferentes. Mientras que en los modelos neoclásicos de corte tradicional el equilibrio es típicamente eficiente, en muchos de los modelos de crecimiento endógeno se postula la existencia de externalidades que podrían justificar diversas formas de intervención pública.

Resulta por tanto de considerable interés determinar qué tipo de modelos ofrece una mejor descripción de la realidad. A primera vista, los “hechos estilizados” que hemos destacado se pueden interpretar como evidencia favorable a los modelos de rendimientos crecientes. Sin embargo, un poco de reflexión sugiere que las cosas no son tan sencillas. Las diferencias entre las predicciones de los nuevos modelos y las de los modelos más tradicionales no son tan grandes como podría parecer a primera vista, excepto a muy largo plazo. En particular, los segundos predicen que los países pobres crecerán más deprisa que los ricos sólo bajo determinadas condiciones. En modelos como el de Solow (1956), por ejemplo, los niveles de renta a largo plazo son una función de las tasas de inversión y crecimiento de la población y pueden, por consiguiente, diferir de un país a otro. De igual forma, Abramovitz (1979, 1986) insiste en que el proceso de acercamiento tecnológico dista mucho de ser automático. Aunque el retraso relativo implica un potencial de crecimiento rápido, el grado en el que este potencial se realiza en un país dado depende de su “capacidad social” para incorporar tecnologías avanzadas provenientes del extranjero y adaptarlas a las necesidades domésticas (es decir, de factores tales como el nivel educativo de la población y la disponibilidad de personal científico y técnico cualificado), así como de la exis-

tencia de un entorno macroeconómico y político que favorezca la inversión y el cambio estructural.

Por tanto, la predicción de convergencia que emerge de los modelos neoclásicos y de *catch-up* es de carácter condicional. Existe convergencia en el sentido de que cada país tiende a aproximarse a un nivel estacionario de renta relativa. La posición de este equilibrio a largo plazo, sin embargo, puede variar de un país a otro, reflejando las diferencias subyacentes en “fundamentos.” Claramente, este concepto de convergencia es compatible con el aumento transitorio de la desigualdad internacional. Por consiguiente, cualquier intento de discriminar entre teorías alternativas requerirá, en ausencia de series muy largas de renta, algo más que un examen de la evolución de la dispersión del producto per cápita o la tasa promedio de crecimiento. En particular, el signo de la relación entre la tasa de crecimiento y el nivel de renta o de desarrollo tecnológico ha de estimarse tras controlar por otras variables relevantes.

Esta observación ha dado lugar a una serie de trabajos que han intentado contrastar la validez empírica de los modelos neoclásicos y de rendimientos crecientes. Para ello, se han utilizado dos estrategias ligeramente diferentes. La primera consiste en estimar la relación entre crecimiento y renta inicial tras controlar por una serie de variables que se espera capturen los determinantes “fundamentales” del crecimiento en distintos países. La segunda estrategia –y luego ya a las regiones– consiste en estimar la misma relación sin controlar por variables adicionales pero utilizando datos regionales dentro de un país dado<sup>5</sup>. La omisión de los “fundamentos” en este segundo caso se justifica mediante el argumento de que al menos gran parte de las variables relevantes (incluyendo la estructura institucional, el clima político y social, la política macroeconómica, el nivel de desarrollo tecnológico e incluso las preferencias de los individuos) son comunes a las regiones de un mismo país. En la medida en que controlar explícitamente por tales variables resulta difícil –en parte por problemas de disponibilidad de datos y en parte porque tampoco estamos seguros de cuáles son los factores relevantes– la segunda estrategia ofrece ventajas importantes sobre la primera a la hora de contrastar la hipótesis de convergencia.

## 1.2. Un modelo mínimo de convergencia

En la práctica, la principal diferencia contrastable entre las dos familias de modelos que acabamos de esbozar tiene que ver con el signo de la correlación parcial entre la tasa de crecimiento y el nivel de renta. Para determinar este signo, postularemos la existencia de una relación lineal entre estas dos variables (con la segunda de ellas medida en logaritmos), dejando abierta la posibilidad de que existan otros factores relevantes. Finalmente, resultará conveniente normalizar todas las variables por su media muestral. Llegamos así a una *ecuación de convergencia* que describe la evolución en el tiempo de la *renta relativa* de una región dada:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i - \beta y_{i,t} + \varepsilon_{it}, \quad [1]$$

donde

$$y_{i,t} = \ln \frac{Q_{it}}{Q_t}$$

(5) La idea parece ser de Xavier Sala (1990). El primer trabajo ampliamente circulado sobre el tema es Barro y Sala (1990).

denota el logaritmo de la renta per cápita de la región  $i$  en el período  $t$ ,  $Q_{it}$ , normalizada por la media nacional de la misma variable ( $Q_t$ )<sup>6</sup>, y  $\Delta y_{i,t} = y_{i,t+1} - y_{i,t}$  es aproximadamente igual a la tasa de crecimiento de la renta per cápita en  $i$ , expresada en desviaciones sobre su promedio muestral. El coeficiente de pendiente,  $\beta$ , (que, para simplificar, supondremos igual para todas las economías) refleja la correlación parcial entre tasa de crecimiento y nivel de renta y proporciona además una medida de la velocidad de convergencia (o divergencia). El término  $\varepsilon_{it}$  representa una perturbación aleatoria con media cero y varianza  $\sigma_\varepsilon^2$ , independiente e idénticamente distribuida en el tiempo y entre regiones, y no correlacionada con  $y_{i,t}$  o  $x_i$ . Finalmente el término  $x_i$ , que resume las características “fundamentales” del territorio  $i$  que podrían influir sobre su ritmo de crecimiento, es constante en el tiempo y se distribuye entre regiones con media cero<sup>7</sup> y varianza  $\sigma_x^2$ .

Pese a su sencillez, la ecuación [1] es capaz de generar comportamientos muy variados de la renta relativa y su distribución, acomodando así las predicciones de distintos modelos teóricos. La estimación de sus coeficientes, por tanto, permite realizar un primer contraste de la validez de diversas teorías que implican distintos valores de algunos parámetros o diferentes hipótesis sobre la significatividad de distintas variables condicionantes. El signo del coeficiente  $\beta$  resultará, como veremos, de especial interés a la hora de contrastar la hipótesis de convergencia.

Para estudiar las predicciones del modelo, olvidémonos por un momento de la perturbación y reescribamos la ecuación [1] en la forma:

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \Delta y_{i,t} = x_i - \beta y_{i,t} \quad [2]$$

Igualando  $\Delta y_{i,t}$  a cero en esta expresión, obtenemos el *estado estacionario* de la renta esperada de la región  $i$  en función de sus “fundamentos,”  $x_i$ , y el parámetro de convergencia,  $\beta$ :

$$y_i^* = \frac{x_i}{\beta} \quad [3]$$

Para analizar la dinámica del sistema gráficamente, dibujamos un *diagrama de fase* mostrando el valor de la tasa de crecimiento,  $\Delta y_{i,t}$ , en función del nivel inicial de renta,  $y_{i,t}$ , tal como se muestra en el gráfico 1. Este diagrama nos permite determinar la dirección de movimiento del sistema con facilidad. Dado un valor de  $y_{i,t}$ , el primer paso es comprobar si la línea de fase está por encima o por debajo del eje horizontal. En el primer caso,  $\Delta y_{i,t}$  es positivo (esto es,  $y_{i,t+1} > y_{i,t}$ ) y por tanto  $y_{i,t}$  aumenta con el tiempo, lo que indicamos mediante una “flecha de movimiento” apuntando hacia la derecha a lo largo del eje horizontal. En el segundo caso la situación se invierte:  $\Delta y_{i,t}$  es ahora negativo y  $y_{i,t}$  se mueve hacia la izquierda. Siguiendo este procedimiento, es

(6) En lo que sigue, trabajaremos a menudo con esta variable normalizada de renta per cápita (o por trabajador), a la que nos referiremos como *renta relativa*.

(7) El modelo es esencialmente el propuesto por Barro y Sala (1990, pp. 11-15) como marco para el estudio empírico de la convergencia, con algunas modificaciones debidas a Marcet (1994). A diferencia de la mayor parte de los trabajos en la literatura, este último autor propone medir la renta  $y_{i,t}$  en diferencias logarítmicas con la media muestral. Marcet sostiene que este procedimiento debería mejorar las propiedades del término de error, filtrando *shocks* agregados y posiblemente parte de la correlación serial inducida por factores cíclicos, si estos siguen un patrón temporal parecido en los distintos territorios.

fácil determinar la dirección de movimiento del sistema en la región situada a cada lado del estado estacionario. Finalmente, podemos reconstruir la trayectoria de  $y_{i,t}$  siguiendo las flechas de movimiento a partir de su valor inicial. Si las flechas nos llevan hacia el estado estacionario  $y_i^*$  desde cualquier posición inicial, diremos que  $y_i^*$  es estable y si esto no es cierto diremos que es inestable.

El comportamiento dinámico del sistema depende crucialmente del signo de  $\beta$  (es decir, de la pendiente de la línea de fase). Cuando  $\beta$  es *positivo*, el incremento de la renta relativa es una función *decreciente* del nivel de renta. Puesto que la línea de fase corta al eje horizontal desde arriba en el estado estacionario,  $y_i^*$ ,  $\Delta y_{i,t}$  es positivo cuando  $y_{i,t}$  está por debajo de  $y_i^*$  y negativo en caso contrario. El modelo es estable e  $y_{i,t}$  converge a  $y_i^*$  con el paso del tiempo (véase el panel a del Gráfico 1) a una velocidad determinada por el coeficiente de convergencia,  $\beta$ . En este caso, el estado estacionario puede interpretarse como un equilibrio a largo plazo hacia el que tiende la economía. Además, la renta esperada en este equilibrio,

$$y_i^* = \frac{x_i}{\beta},$$

es una función de las características de cada región pero no de su renta inicial. Por consiguiente, las disparidades de renta entre regiones que se deban a factores transitorios (tales como una reducida dotación inicial de capital o algún *shock* adverso de carácter sectorial) tenderán a desaparecer con el paso del tiempo, pero no así las que reflejen diferencias fundamentales (capturadas por el término  $x_i$ ).

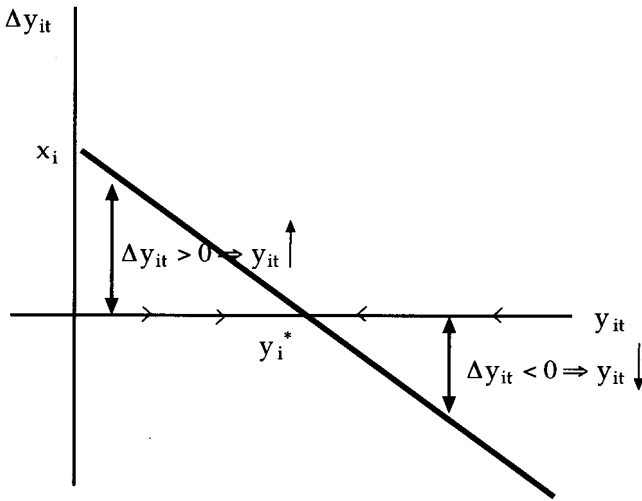
Cuando  $\beta < 0$ , el nivel relativo de renta diverge hacia cero o infinito (véase el panel b del Gráfico 1). El sistema es ahora inestable y el estado estacionario corresponde a un umbral mínimo de renta por encima del cual el crecimiento tiende a desaparecer –y por debajo del cual el crecimiento es imposible–. En esta situación, territorios que difieren tan sólo en su nivel inicial de renta pueden seguir trayectorias muy distintas y el grado de desigualdad tiende a aumentar con el tiempo.

Hasta el momento, nos hemos centrado en la evolución de una región aislada. Consideremos ahora la distribución interterritorial de la renta. Claramente, la dispersión de las rentas per cápita tenderá a aumentar en el tiempo cuando  $\beta < 0$ , ya que las regiones ricas y pobres se alejarán progresivamente unas de otras. Sin embargo, un  $\beta$  positivo no implica necesariamente la igualación a largo plazo de los niveles de renta. En primer lugar, cada territorio converge a su propio estado estacionario, y éstos serán distintos si las regiones difieren entre sí en términos de las características resumidas por  $x_i$ . En segundo lugar, la existencia de perturbaciones aleatorias constituye una fuente adicional de variabilidad. Aunque el modelo sea estable, la dispersión de las rentas per cápita no desaparece, incluso a largo plazo, pero sí tiende a estabilizarse en un nivel que viene determinado por la importancia de las diferencias “fundamentales” entre regiones y la varianza de las perturbaciones aleatorias.

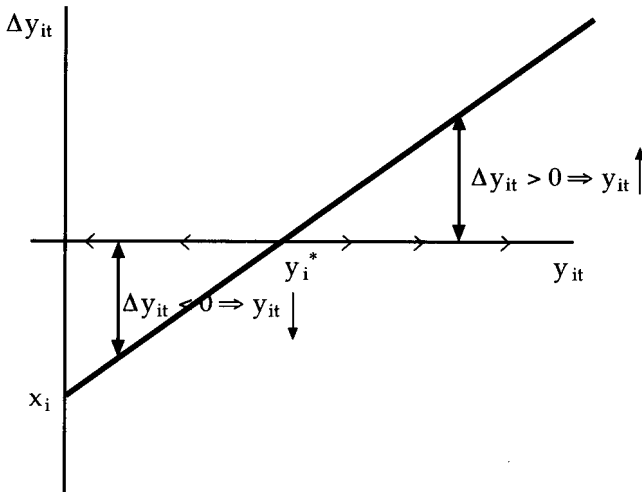
### 1.3. Algunos conceptos de convergencia

Utilizando el modelo precedente como marco, podemos ahora definir con precisión diversas nociones de convergencia utilizadas en la literatura. Quizás la primera pregunta que se plantea acerca de la evolución de la distribución de la renta per cápita es si la dispersión de esta variable (medida, por ejemplo, por la desviación estándar de  $y_{i,t}$ ,  $\sigma_t$ ) tiende a reducirse con el paso del tiempo. El concepto de convergencia implí-

Gráfico 1: EVOLUCIÓN DE LA RENTA RELATIVA



a.-  $\beta > 0$ : sistema estable



b.-  $\beta < 0$ : sistema inestable

cito en esta pregunta, denominado *convergencia- $\sigma$*  por Barro y Sala (1990, 1992a), es quizás el más cercano a la noción intuitiva de convergencia. Sin embargo no es el único posible. Así, cabe preguntarse también si las regiones más pobres tienden a alcanzar a las ricas, o si la renta relativa de una región dada tiende a estabilizarse con el paso del tiempo. Los conceptos de *convergencia- $\beta$  absoluta* y *condicional* propuestos por Barro y Sala corresponden aproximadamente a estas dos preguntas. En términos del modelo precedente, decimos que existe *convergencia- $\beta$  condicional* cuando  $\beta$  está entre cero y uno (es decir, cuando cada economía converge a su *propio* estado estacionario) y *convergencia- $\beta$  absoluta* cuando esto es cierto y, además, el coeficiente  $x_i$  es el mismo para todos los territorios –es decir, cuando todas las economías en la muestra convergen al mismo nivel de renta per cápita–.

Las tres nociones de convergencia están relacionadas entre sí pero distan mucho de ser equivalentes. La existencia de algún tipo de convergencia  $\beta$  es una condición necesaria pero no suficiente para la convergencia  $\sigma$ . Mientras que un valor negativo de  $\beta$  implicaría una tendencia de  $\sigma$  a crecer sin límite, un valor positivo de  $\beta$  es compatible tanto con un aumento como con una disminución de la dispersión muestral de  $y_{it}$ , dependiendo de si el valor inicial del índice de desigualdad,  $\sigma_t$ , es mayor o menor que su nivel estacionario.

Por otro lado, los dos tipos de convergencia  $\beta$  tienen implicaciones muy distintas, tanto desde un punto de vista positivo como para la formulación de la política regional. La convergencia  $\beta$  absoluta dentro de un grupo de regiones implica una tendencia a la igualación de las rentas per cápita. A largo plazo, el nivel esperado de renta per cápita es el mismo para todos los miembros del grupo, independientemente de su valor inicial. Como ya hemos observado, esto no quiere decir que la desigualdad llegue a desaparecer por completo, puesto que siempre habrá perturbaciones con efectos desiguales en distintos territorios. Sin embargo, tales perturbaciones tendrán tan sólo efectos transitorios, lo que implica que, a largo plazo, debería observarse una distribución fluida en la que las regiones cambian su posición relativa con bastante frecuencia. En esta situación, la política regional debería estar orientada a aliviar los efectos de perturbaciones adversas, y funcionaría más como un mecanismo de reparto de riesgos que como una política tradicional de fomento del desarrollo. Este último tipo de políticas, sin embargo, podría aún justificarse como instrumento para acelerar la transición hacia el estado estacionario si es posible utilizarlas para eliminar más rápidamente las diferencias iniciales en niveles de renta.

La convergencia  $\beta$  condicional, con diferentes estados estacionarios, daría lugar a una situación muy diferente. Aunque cada territorio tenderá a converger a su propio estado estacionario, éstos podrían ser muy distintos entre sí. Por lo tanto, podrían persistir disparidades importantes entre territorios, incluso a largo plazo, y se observaría una gran persistencia en las posiciones relativas de los mismos. En otras palabras, los pobres tenderían a seguir siéndolo, y los ricos también. En tal situación, habría más necesidad de una política regional, y ésta debería intentar corregir los factores responsables de las diferencias de renta a largo plazo.

#### 1.4. *¿Qué hay dentro de la caja negra? Posibles mecanismos de convergencia*

Como veremos enseguida, la evidencia empírica disponible es muy favorable a la hipótesis de convergencia. A nivel de países, existe evidencia convincente de convergencia condicional en diversas muestras. Pese al incremento observado de las disparidades de renta a nivel mundial, los países más pobres tienden a crecer más rápida-

mente que los ricos una vez controlamos por un puñado de variables relevantes. A nivel regional, los trabajos que repasaremos en la Sección 2 ofrecen evidencia clara de convergencia (al menos condicional y posiblemente absoluta) en rentas per cápita dentro de distintos países.

Si aceptamos al menos provisionalmente estos resultados, surge una pregunta obvia: ¿cuál es el mecanismo económico que genera convergencia en niveles de renta per cápita entre países y regiones? Como hemos visto en el apartado a de esta sección, una posible explicación se basa en la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables. En la primera parte de este apartado me centraré en esta posibilidad, a la que bautizaré como el *mecanismo neoclásico* de convergencia. Mostraré que el modelo empírico propuesto en el apartado anterior se puede interpretar como una forma reducida de un modelo formal de crecimiento que engloba distintas hipótesis sobre el grado de rendimientos a escala. Este ejercicio nos servirá para ilustrar una metodología que se ha convertido en estándar en esta literatura y que permite ofrecer una interpretación “estructural” y teóricamente interesante de los parámetros del modelo empírico desarrollado más arriba. A continuación, discutiremos algunas complicaciones que surgen cuando pensamos en términos de un modelo más “completo” que el anterior y veremos que existen otros posibles mecanismos de convergencia.

#### 1.4.1. Un modelo estructural. Convergencia y rendimientos decrecientes

En este apartado mostraremos que es posible obtener una ecuación de convergencia de la forma [1] a partir de una aproximación a un modelo explícito de crecimiento. Aunque el procedimiento aquí expuesto fue propuesto inicialmente por Barro y Sala (BS, 1990), seguiremos la exposición de Mankiw, Romer y Weil (MRW, 1992) ya que su modelo es más sencillo en algunos aspectos.

Supongamos que la relación entre el producto agregado de una economía y sus dotaciones de factores se puede aproximar mediante una función de producción de la forma

$$Y = \Phi K^\alpha (AL)^{1-\alpha} = \Phi ALZ^\alpha \quad [4]$$

donde  $K$  es el *stock* de capital,  $L$  el nivel de empleo,  $A$  un índice de productividad que resume el estado actual del conocimiento técnico y la variable  $Z = K/AL$  mide el *stock* de capital físico por “unidad de eficiencia” de trabajo.

Supondremos que la función precedente describe las posibilidades de producción tal como las percibe cada individuo o empresa. Desde el punto de vista de cada uno de ellos, la tecnología presenta rendimientos constantes en capital y trabajo (medido éste en unidades de eficiencia). A nivel agregado, sin embargo, admitiremos la posibilidad de que ciertas externalidades generen rendimientos crecientes a escala. Para hacer esto de la manera más sencilla posible, supondremos que el término  $\Phi$ , aunque percibido como una constante exógena por cada individuo, depende en realidad de la razón capital/trabajo a nivel agregado mediante una función de la forma<sup>8</sup>

(8) Esta especificación es básicamente la propuesta por Romer (1986). Romer (1987a) ofrece una posible justificación de la existencia de efectos externos en términos de economías de especialización. Si existen costes fijos de entrada, un incremento del *stock* de capital permitirá un aumento del número de empresas y, por tanto, una mayor división del trabajo. El aumento de la especialización podría redundar en una mayor eficiencia.

$$\Phi = Z^\mu. \tag{5}$$

Substituyendo [5] en [4] y dividiendo por L, el producto medio por trabajador viene dado por

$$Q = AZ^{\alpha+\mu} \tag{6}$$

donde  $\alpha+\mu$  mide el grado de rendimientos a escala en el capital teniendo en cuenta las externalidades.

En cuanto a la dinámica del sistema, supondremos que las tasas de progreso técnico y de crecimiento de la población son constantes exógenas ( $\dot{L}/L = n$  y  $\dot{A}/A = g$ )<sup>9</sup> y que el peso de la inversión en el PIB (s) se mantiene constante. Bajo estos supuestos, el incremento instantáneo del *stock* agregado de capital viene dado por:

$$\dot{K} = sY - \delta K \tag{7}$$

donde  $\delta$  es la tasa de depreciación. Observando que  $\dot{Z}/Z = (\dot{K}/K) - n - g$ , la ecuación [7] se puede reformular en términos de la variable normalizada Z:

$$\frac{\dot{Z}}{Z} = sZ^{\alpha+\mu-1} - (\delta+n+g). \tag{8}$$

Es fácil comprobar que este sistema es estable y converge a un único estado estacionario en el que el logaritmo del producto por unidad de eficiencia de trabajo ( $p = \ln Y/AL$ ) viene dado por<sup>10</sup>

$$\bar{p} = (\alpha+\mu) \bar{z} = \frac{\alpha+\mu}{1-\alpha-\mu} \ln \frac{s}{\delta+g+n} \tag{9}$$

La evolución de la renta per cápita se puede analizar utilizando la ecuación [8]. Si todos los países tienen acceso a la misma tecnología (es decir, si A es común a todos ellos), comparten las mismas tasas de depreciación ( $\delta$ ) y progreso técnico (g), y la función de producción presenta rendimientos decrecientes en el capital ( $\alpha+\mu < 1$ ), esta ecuación implica que la tasa de acumulación de capital por trabajador (y por tanto de crecimiento del producto per cápita, Q) es una función decreciente de Z (y por tanto del nivel de renta) y de la tasa de crecimiento de la población (n) y aumenta con la tasa de inversión (s).

Para contrastar estas hipótesis, podríamos intentar estimar la ecuación [8] directamente. En su forma actual, sin embargo, esta ecuación no resulta demasiado conve-

(9)  $\dot{L} = dL/dt$  es la derivada de L con respecto al tiempo, es decir, el incremento de la población durante un período de tiempo de duración infinitesimal. La tasa de crecimiento de L, por tanto, viene dada por  $\dot{L}/L$ .

(10) Igualando  $\dot{Z}/Z$  a cero en [8] y tomando logaritmos, vemos que el logaritmo del valor estacionario de Z es igual a

$$\bar{z} = \frac{\alpha+\mu}{1-\alpha-\mu} \ln \frac{s}{\delta+g+n}.$$

El producto por unidad de eficiencia de trabajo viene dado por  $P = Z^{\alpha+\mu}$ . Tomando logaritmos de esta expresión y substituyendo en ella la anterior, obtenemos [9].

niente para el trabajo empírico. El principal problema es que [8] está escrita en términos de una variable (el *stock* de capital por unidad de eficiencia de trabajo) que no es directamente observable<sup>11</sup>. Para evitar este problema, seguiremos la estrategia propuesta por Barro y Sala (1990) y Mankiw, Romer y Weil (1992). Se trata de construir una aproximación log-lineal a [8] en torno a su estado estacionario y utilizarla para obtener una ecuación de convergencia en términos de variables observables. Esta ecuación puede interpretarse como una forma reducida del modelo de Solow, o simplemente como una forma conveniente de estimar la función de producción utilizando datos de flujo.

Definiendo la variable  $z = \ln Z$  (de donde  $Z = e^z$  y  $\dot{z} = \dot{Z}/Z$ ) reescribimos el sistema en términos de  $z$ ,

$$\dot{z} = se^{z(\alpha+\mu-1)} - (\delta+g+n) \equiv \phi(z),$$

y construimos su aproximación lineal, obteniendo:

$$\dot{z} = -\beta\bar{z} \quad \text{donde } \beta = \phi'(\bar{z}) = (1-\alpha-\mu)(\delta+g+n) \quad [10]$$

y  $\bar{z} = z - \bar{z}$  denota la desviación de  $z$  con respecto a su estado estacionario. El comportamiento de esta ecuación, al igual que el del sistema original, depende del valor de  $\alpha+\mu$ . Cuando la tecnología presenta rendimientos decrecientes en el capital ( $\alpha+\mu < 1$ ),  $z$  converge hacia su valor estacionario a una velocidad aproximadamente constante dada por el parámetro de convergencia,  $\beta$ , que depende del grado de rendimientos a escala en el capital y de las tasas de depreciación, crecimiento de la población y progreso técnico. Por el contrario, cuando  $\alpha+\mu > 1$ , el parámetro de convergencia es negativo y el sistema diverge.

Partiendo de la ecuación [10] es fácil analizar la evolución del producto por trabajador. En primer lugar, constatamos que el (logaritmo del) producto por unidad de eficiencia de trabajo,  $p$ , se comporta de la misma forma que  $z$ . Dado que  $p = (\alpha+\mu)z$  tenemos

$$\dot{p} = (\alpha+\mu)\dot{z} = -(\alpha+\mu)\beta\bar{z} = -\beta\bar{p} \quad [11]$$

donde  $\bar{p} = p - \bar{p}$ . Por último, dado que el producto por unidad de eficiencia de trabajo no es una magnitud observable, resultará conveniente reescribir [11] en términos del logaritmo del producto por trabajador,  $q = p + a$ , donde  $a = \ln A$ . Diferenciando esta expresión y utilizando [11],

$$\dot{q} = \dot{a} + \dot{p} = g - \beta(p - \bar{p}) = g + \beta\bar{p} - \beta(q - a) = g + \beta[\bar{p} - (q - a)],$$

donde  $\dot{a} = \dot{A}/A = g$ . Finalmente, utilizando [9], obtenemos<sup>12</sup>

(11) Puesto que  $Z$  es una función de  $A$ , que no es observable, sería mejor trabajar con la tasa de crecimiento del *stock* de capital por trabajador. Aunque existen algunos datos de este tipo, su calidad es en general bastante dudosa, particularmente a la hora de hacer comparaciones entre países. Por tanto, es preferible utilizar una transformación de [8] que permite trabajar directamente con flujos de inversión, sobre los que existe información abundante y generalmente más fiable que para los *stocks*.

(12) Normalmente se trabaja con la solución de [11] en vez de con la propia ecuación. Siguiendo este procedimiento obtendríamos

$$\eta = \frac{1-e^{-\beta h}}{h}$$

(donde  $h$  es la duración del período considerado) en vez de  $\beta$  en el lado derecho de la ecuación de con-

$$\dot{q} = g + \beta \left( \frac{\alpha + \mu}{1 - \alpha - \mu} \ln \frac{s}{\delta + g + n} - (q - a) \right). \quad [12]$$

Esta expresión relaciona la tasa de crecimiento de la renta per cápita con el nivel inicial de la misma variable, los determinantes del estado estacionario ( $s$ ,  $g$ ,  $\delta$  y  $n$ ), la tasa de progreso técnico ( $g$ ), y el nivel de desarrollo tecnológico ( $a$ ). La ecuación [12] nos dice que la tasa de crecimiento durante un período dado es igual a la tasa de progreso técnico más un factor transicional que depende de la distancia existente entre el producto por unidad de eficiencia de trabajo en el momento actual ( $q-a$ ) y su valor en el estado estacionario,  $\bar{p}$ . Para un  $\bar{p}$  dado (es decir, para un valor dado de la tasa de inversión), este componente transicional decrece con la renta inicial y aumenta con  $A$ , ya que el progreso técnico reduce el *stock* de factores acumulables por unidad de eficiencia de trabajo<sup>13</sup>.

El lector observará que la ecuación [12] es de la misma forma que nuestra ecuación básica de convergencia,

$$\Delta y_{i,t} = x_i - \beta y_{i,t} + \varepsilon_{it}. \quad [1]$$

Lo que hemos ganado en el proceso es la posibilidad de interpretar de una manera más precisa los coeficientes estimados y alguna idea sobre lo que podría haber detrás de los parámetros de esta ecuación. Así, vemos que, en el marco del modelo de crecimiento que acabamos de esbozar, el coeficiente de convergencia,

$$\beta = (1 - \alpha - \mu) (\delta + g + n), \quad [13]$$

está íntimamente relacionado con el grado de rendimientos a escala en el capital, medido por  $\alpha + \mu$ , y depende también de las tasas de depreciación, progreso técnico y crecimiento de la población. Por otro lado, el modelo sugiere que entre los “fundamentos” resumidos por el término  $x_i$  debemos incluir las tasas de inversión ( $s$ ) y de crecimiento de la población ( $n$ ).

La implementación empírica de la ecuación [12] no ofrece mayores problemas. Dadas series temporales de producto per cápita o por trabajador, inversión y crecimiento de la población, la ecuación se puede estimar utilizando datos de panel o de corte transversal por países o regiones<sup>14</sup>. Los resultados permiten obtener una estima-

vergencia. Reagrupando términos,  $1 - \eta h = e^{-\beta h}$ , y tomando logaritmos de ambos lados de esta expresión obtenemos  $-\beta h = \ln(1 - \eta h)$ . Cuando  $\eta h$  es pequeño, podemos utilizar la aproximación  $\ln(1 - x) \approx -x$  para concluir que  $\eta \approx \beta$ . Por tanto, [12] debería ser una aproximación aceptable si trabajamos con datos correspondientes a períodos relativamente cortos.

(13) BS (1990, 1992a) obtienen una expresión similar a partir de una variante del modelo de crecimiento óptimo de Cass (1965) y Koopmans (1965) con progreso técnico exógeno. La ecuación resultante es idéntica a [12] excepto en que la tasa de inversión (que es ahora endógena) es reemplazada por la tasa de descuento intertemporal entre los determinantes de  $\bar{p}$ . El coeficiente de convergencia,  $\beta$ , depende ahora de los parámetros del modelo de una forma más complicada, pero continúa siendo una función del grado de rendimientos a escala en los factores acumulables y las tasas de progreso técnico, crecimiento de la población y depreciación.

(14) En la ausencia de estimaciones directas del índice de productividad total de los factores, la práctica habitual consiste en suponer que  $a$  es común a todos los países, con lo que el término  $\beta a$  se puede subsumir en la constante de la regresión. A la hora de estimar [12] se suele imponer valores “razonables” de  $g$  y  $\delta$  (típicamente se supone que  $g = 0,02$  y  $\delta = 0,03$ ).

ción de la tasa de convergencia y calcular, dados valores de algunos parámetros, el coeficiente del capital en la función de producción agregada ( $\alpha+\mu$ ) ofreciendo por tanto un contraste formal de la hipótesis de rendimientos decrecientes.

#### 1.4.2. Otros mecanismos de convergencia

En el apartado anterior hemos desarrollado un modelo estructural que incorpora el mecanismo neoclásico de convergencia. En la mayor parte de los trabajos empíricos en esta literatura, el marco teórico de referencia es alguna versión de este modelo. Por tanto, el resultado de que existe una correlación parcial negativa entre el crecimiento y el nivel inicial de renta se interpreta como evidencia de que la tecnología presenta rendimientos decrecientes en los factores acumulables. Sin embargo, existen otros factores que podrían generar esta correlación. Aunque todos ellos son compatibles con el mecanismo neoclásico, la observación de que éste no es la única fuente posible de convergencia sugiere que podría resultar precipitado aceptar sin más una interpretación del parámetro  $\beta$  basada demasiado literalmente en el modelo precedente.

Uno de estos otros mecanismos de convergencia ha aparecido ya en la discusión. Se trata de la difusión tecnológica o efecto de *catch-up*. Un tercer mecanismo, más de “andar por casa,” pero no por eso necesariamente menos importante, funciona a través de la reasignación de recursos entre sectores. Típicamente, las regiones con niveles más bajos de renta per cápita se caracterizan por un peso importante del sector agrícola. Puesto que el producto por trabajador en este sector es en general muy inferior al registrado en la industria o los servicios, el transvase de recursos desde la agricultura hacia estos sectores tiende a incrementar la productividad media de una región. Durante las últimas décadas, además, la intensidad de este transvase ha sido mayor en las regiones más pobres. Por tanto, una parte importante de la reducción observada de las disparidades regionales podría deberse a este fenómeno.

El problema es que, en la medida en que estos mecanismos son operativos, la interpretación estructural del coeficiente de convergencia en términos de los parámetros de la función de producción se ve comprometida. Por ejemplo, si la renta per cápita está altamente correlacionada con el nivel de desarrollo tecnológico, el coeficiente de la renta en una regresión de convergencia podría capturar, al menos en parte, el efecto de *catch-up* o acercamiento tecnológico, lo que plantea ciertas dudas sobre la fiabilidad de las estimaciones del parámetro de rendimientos a escala existentes en la literatura. Por tanto, quizás lo más prudente sea interpretar las estimaciones existentes del parámetro  $\beta$  (sobre todo en ecuaciones de convergencia no condicionadas) como un indicador del efecto conjunto de los distintos mecanismos de convergencia. El valor de este coeficiente (es decir, la relación entre tasas de crecimiento y nivel de renta) dependería del grado de rendimientos a escala en los factores acumulables, de la velocidad de difusión tecnológica y de factores sectoriales, y sería positivo (es decir, la tasa de crecimiento sería una función decreciente de la renta) cuando las fuerzas que promueven la convergencia son dominantes.

## 2. EVIDENCIA EMPÍRICA E IMPLICACIONES

Habiendo repasado el marco teórico y empírico utilizado en la literatura de convergencia regional, estamos ahora en condiciones de examinar la evidencia existente y discutir sus posibles implicaciones. Comenzamos esta sección con un repaso de algunos de los resultados empíricos más significativos de esta literatura. Aunque prestare-

mos especial atención al caso español, la evolución temporal de la dispersión regional de la renta per cápita sigue un patrón bastante similar en la mayoría de las muestras. A medio o largo plazo se observa una reducción significativa del grado de desigualdad regional, si bien este proceso de nivelación muestra señales de estancamiento en los últimos años. También existe evidencia clara de convergencia  $\beta$ . Finalmente, destaca la estabilidad aparente del coeficiente de convergencia en distintas muestras y el reducido valor de este parámetro.

Además de su interés descriptivo, estos resultados tienen implicaciones interesantes tanto de carácter teórico como para la formulación de la política regional. En el apartado 2.2. resumiremos la interpretación que hacen Barro y Sala de la evidencia empírica. Estos autores sostienen que la aparente lentitud del proceso de convergencia indica que la tecnología presenta rendimientos casi constantes a escala en el capital, una conclusión que sólo resulta razonable si extendemos el concepto tradicional de capital para incluir la inversión en capital humano. Por otro lado, los mismos autores interpretan la similitud del coeficiente estimado de convergencia en distintas muestras como evidencia indirecta de la ineffectividad de la política regional. En la Sección 3 sostendré, basándome en algunos resultados recientes y en un examen de los datos españoles, que algunas de estas conclusiones son discutibles e intentaré identificar algunas cuestiones que merecen un análisis más detallado.

### *2.1. Algunos resultados sobre convergencia regional*

En este apartado examinaremos algunos resultados “representativos” sobre convergencia regional. Para resumir los rasgos más destacados del patrón de convergencia dentro de una muestra dada, utilizaremos dos técnicas que se han empleado con frecuencia en la literatura. La primera de ellas, diseñada para el análisis de la convergencia sigma, consiste en dibujar la senda temporal de algún índice de dispersión de la renta regional ( $\sigma_t$ ) –típicamente la desviación estándar o el coeficiente de variación del logaritmo de la renta per capita o el producto por trabajador–. Para analizar el patrón de convergencia beta, estimaremos una ecuación de convergencia no-condicionada –esto es, una versión de [1] en la que se impone el supuesto de que el término constante es común a todas las regiones– y dibujaremos la recta ajustada de regresión junto con la nube correspondiente de puntos, identificando cada una de las observaciones. Este procedimiento nos permitirá visualizar la posición inicial de cada una de las regiones y su comportamiento en relación con una hipotética “región promedio” cuyo comportamiento viene descrito por la recta de regresión.

La combinación de estas dos técnicas permite resumir de forma conveniente gran cantidad de información sobre la evolución de la distribución de la renta en la muestra. La senda temporal de  $\sigma_t$  describe la evolución del grado de desigualdad. El valor estimado del coeficiente  $\beta$  nos proporciona una medida de la velocidad promedio de convergencia en la muestra y el ajuste de la regresión mide la importancia de las desviaciones sobre el patrón medio. Si estas desviaciones son lo suficientemente importantes, la dispersión de las rentas per capita podría aumentar aunque la región típica se aproxime a la media muestral. Por tanto, la intensidad de la tendencia hacia la convergencia (entendida como la reducción del índice de dispersión) depende de dos factores: la tendencia media, descrita por  $\beta$ , y la importancia de las desviaciones sobre ésta, resumida por el  $R^2$  de la regresión o la significatividad de su coeficiente de pendiente.

En el caso español, trabajaremos con datos de renta per cápita relativa (definida como la desviación sobre el promedio regional en cada período del logaritmo de la

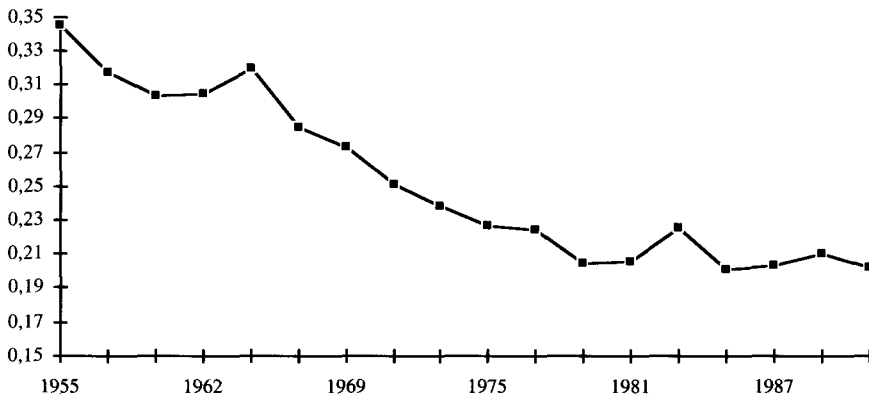
renta per cápita)<sup>15</sup> correspondientes al período 1955-1991<sup>16</sup>. El Gráfico 2 muestra la senda temporal de la desviación estándar de esta variable. El patrón de convergencia sigma es claro: sobre el período completo, el valor de  $\sigma$  se reduce aproximadamente en un 40%. Sin embargo, el nivel de desigualdad se estabiliza a partir de la segunda mitad de la década de los setenta<sup>17</sup>. Aunque esto podría ser una indicación de que la distribución inter-regional de la renta está cerca de su estado estacionario, es aún demasiado pronto para descartar la posibilidad de que la interrupción del proceso de convergencia sea un fenómeno temporal debido a los *shocks* petrolíferos y otras turbulencias macroeconómicas de las últimas décadas.

El Gráfico 3 resume los resultados de una regresión de convergencia no condicionada en la que la variable dependiente es la tasa promedio de crecimiento de la renta relativa durante el período completo. La pendiente negativa de la recta ajustada

---

Gráfico 2: CONVERGENCIA  $\sigma$  ENTRE LAS CC.AA. ESPAÑOLAS

---



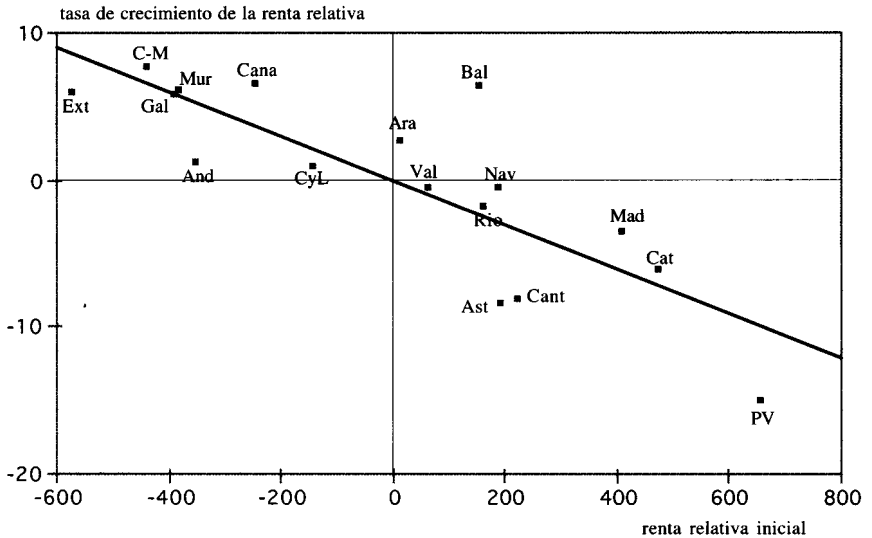
Nota: la variable de renta es el valor añadido bruto regional por habitante en ptas. de 1990. La figura muestra la evolución del coeficiente de variación del logaritmo de esta variable, es decir, la desviación estándar de la renta relativa.

(15) Por tanto, la renta per cápita relativa de la región  $i$  en el período  $t$  corresponde, aproximadamente, a la diferencia porcentual entre la renta per cápita de esta región y la media (geométrica) muestral.

(16) Los datos provienen del servicio de estudios del Banco Bilbao-Vizcaya. Esta es la única fuente existente para los años anteriores a 1980. A partir de esta fecha, existen series oficiales de Contabilidad Regional elaboradas por el INE.

(17) Diversos estudios han analizado la convergencia regional en España, tanto a nivel regional como provincial, utilizando los datos del BBV. Entre otros, cabe destacar Dolado *et al.* (1994), Raymond y García (1994) y Mas *et al.* (1994). Existen muchos otros trabajos que abordan el estudio del crecimiento y la desigualdad regional desde otras perspectivas. Véase por ejemplo Cuadrado (1991), Raymond (1991), Dunford (1993) y Esteban (1994).

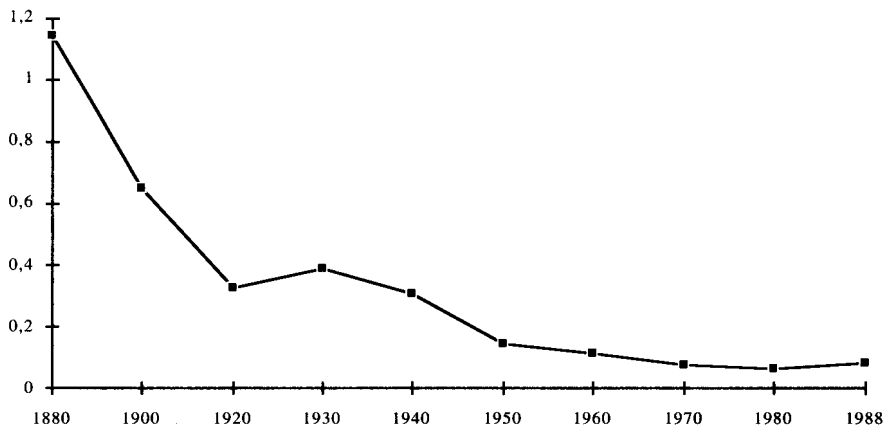
Gráfico 3: CONVERGENCIA  $\beta$  ENTRE LAS CC.AA. ESPAÑOLAS, 1955-91.



Nota: La renta relativa de la región se define, tal como se indica en el texto, como la diferencia entre el logaritmo del producto real per cápita en la región  $i$  y la media (de los logaritmos) de las rentas de todas las regiones en el mismo año. La figura muestra el valor inicial de la renta relativa de cada región ( $lypc_{55}$ ) y el incremento medio anual de la misma variable ( $dlypcrel = (lypc_{91} - lypc_{55})/36$ ), ambas multiplicadas por 10;  $dlypcrel$  corresponde aproximadamente al diferencial de crecimiento entre cada región y la media nacional. La figura muestra la recta ajustada de regresión tras estimar la ecuación siguiente:  $dlypcrel = -0,01506 * lypc \quad t = 5,72 \quad R^2 = 0,6859$ .

de regresión indica que, en promedio, el ritmo de crecimiento ha sido mayor en las regiones inicialmente más pobres. El ajuste de la regresión es bastante bueno, pero el coeficiente de convergencia (es decir, la pendiente de la recta de regresión) sugiere que el proceso de nivelación de las rentas es muy lento. El valor de este coeficiente (0,015) indica que, en el caso de la "región típica," cada año se elimina tan solo un 1,5% del diferencial de renta con el promedio interregional.

Pasando a otros países, el patrón de convergencia  $\sigma$  es muy similar en la mayor parte de las muestras disponibles. Tanto en los estados norteamericanos como en las prefecturas japonesas y las regiones europeas se observa una gradual reducción de la desigualdad, si bien este proceso se ve interrumpido esporádicamente por *shocks* tales como la Segunda Guerra Mundial, la Gran Depresión o la crisis del petróleo. En las dos últimas décadas, sin embargo, se aprecia una tendencia hacia la ralentización de la convergencia. El nivel de desigualdad parece haberse estabilizado y registra incluso un ligero aumento en algunos casos. Como ilustración, el Gráfico 4 muestra la evolución de la dispersión de la renta personal per cápita en los estados de USA durante el último siglo.

Gráfico 4: CONVERGENCIA  $\sigma$  ENTRE LOS ESTADOS DE USA.

Nota: coeficiente de variación del logaritmo de la renta personal per cápita.

Fuente: Barro y Sala (1991).

En cuanto a la convergencia  $\beta$ , también existen notables similitudes entre países. El Cuadro 1 resume los resultados de la estimación de una variante de [1] con diferentes muestras regionales<sup>18</sup>. Para el caso europeo, se recogen los resultados de una regresión en la que se combinan los datos para todos los países y se impone un  $\beta$  común pero se incluyen variables ficticias nacionales y se miden los niveles de renta de las regiones en desviaciones sobre las medias nacionales. Por tanto, los resultados de esta regresión se refieren a la velocidad de convergencia regional dentro de cada país, al igual que los de las regresiones individuales para cada uno de los cinco mayores países de la UE.

Para la mayor parte de las muestras se incluyen dos estimaciones de  $\beta$ . La primera está basada en una regresión de corte transversal de la tasa media de crecimiento durante el período muestral completo sobre el nivel inicial de renta. La segunda utiliza datos de panel por subperíodos, imponiendo un  $\beta$  común para todos ellos pero incluyendo efectos fijos temporales. La mayor parte de las regresiones incluyen, además de la renta inicial, índices de la composición sectorial del producto (típicamente el peso del sector agrícola) para recoger el efecto de perturbaciones que podrían estar correla-

(18) Este cuadro está tomado de un trabajo reciente de X. Sala (1994) que resume y amplía los resultados de varios otros trabajos sobre el tema –en concreto: Barro y Sala (1990) y (1991) para EE.UU. y varios países europeos, Coulombe y Lee (1993) para el caso de Canadá y Shioji (1992) para Japón–.

Cuadro 1: CONVERGENCIA REGIONAL EN DISTINTOS PAÍSES.

muestra y período	un solo período largo		panel
	$\beta$ (s.e.)	R <sup>2</sup>	$\beta$ (s.e.)
48 estados de EE.UU. 1880-1990	0,017 (0,002)	0,89	0,022 (0,002)
47 prefecturas japonesas 1955-1990	0,019 (0,004)	0,59	0,031 (0,004)
90 regiones europeas 1950-1990	0,015 (0,002)		0,018 (0,003)
Alemania, 11 regiones 1950-1990	0,014 (0,005)	0,55	0,016 (0,006)
Gran Bretaña, 11 regiones 1950-1990	0,03 (0,007)	0,61	0,029 (0,009)
Francia, 21 regiones 1950-1990	0,016 (0,004)	0,55	0,015 (0,003)
Italia, 20 regiones 1950-1990	0,010 (0,003)	0,46	0,016 (0,003)
España, 17 CCAAs 1955-1987	0,023 (0,007)	0,63	0,019 (0,005)
Canadá, 10 provincias 1961-1991	0,024 (0,008)	0,29	

Nota: Debajo de cada estimador se muestra su error estándar entre paréntesis.

cionadas con el nivel de renta<sup>19</sup>. En todos los casos, el valor estimado de  $\beta$  es positivo, indicando que las regiones más pobres tienden a crecer más rápidamente que las ricas. Una segunda regularidad empírica, a la que volveremos en el apartado siguiente, es que la tasa estimada de convergencia es muy reducida (en torno al 2% anual) y relativamente similar en las distintas muestras.

A nivel nacional, los resultados son ligeramente distintos. Cuando no se incluyen variables condicionantes para capturar posibles diferencias entre los estados estacionarios de distintos países, se obtiene un resultado de divergencia (esto es, un valor ne-

(19) Cuando la perturbación está correlacionada con alguna variable explicativa, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no es consistente. La inclusión de las variables sectoriales intenta corregir este posible problema. BS también indican que cuando se controla por estas variables, la inestabilidad del estimador de  $\beta$  entre períodos tiende a reducirse.

gativo de  $\beta$ ) en muestras amplias de países. Cuando controlamos por niveles educativos y otras variables que podríamos considerar *proxies* razonables del estado estacionario, la hipótesis de convergencia  $\beta$  (ahora condicional) se acepta en todas las muestras y el coeficiente estimado de convergencia se aproxima otra vez al número mágico del 2%.

El Cuadro 2, tomado de BS (1992a), resume los resultados de la estimación de una variante de [12] con datos de corte transversal para tres muestras diferentes durante aproximadamente el mismo período: una muestra amplia que incluye 98 países, otra más restringida formada por los veinte miembros originales de la OCDE, y una tercera formada por los 48 estados continentales de los Estados Unidos. Como se puede apreciar en el cuadro, los resultados de un contraste de convergencia absoluta son muy distintos en los tres casos. Cuando no se controla por otras variables, el valor estimado de  $\beta$  es negativo para la muestra más amplia, (regresión [1]) indicando una tendencia de los países más ricos a crecer más rápido que los pobres, y positivo para las otras dos muestras, (regresiones [3] y [5]). Por otro lado, la velocidad estimada de convergencia es dos veces superior para los estados de EEUU que para los miembros de la OCDE.

Cuadro 2: Convergencia entre países y regiones.

Muestra y Período	BETA [s.e.]	R <sup>2</sup>	Otras variables
[1] 98 países 1960-85	-0,0037 [0,0018]	0,04	no
[2] 98 países 1960-85	0,0184 [0,0045]	0,52	si
[3] OCDE 1960-85	0,0095 [0,0028]	0,45	no
[4] OCDE 1960-85	0,0203 [0,0068]	0,69	si
[5] 48 estados USA 1963-1986	0,0218 [0,0053]	0,38	no
[6] 48 estados USA 1963-1986	0,0236 [0,0013]	0,61	si

Fuente: Barro y Sala i Martín (1992a).

Las "otras variables" incluidas en las regresiones [2] y [4] son las tasas de escolarización primaria y secundaria en 1960, el consumo público (excluyendo defensa y educación) como fracción del PIB, el promedio anual de asesinatos políticos per cápita, el número medio de revoluciones y golpes de estado y la desviación sobre la unidad de un índice de paridad de poder de compra para los bienes de inversión (construido por Summers y Heston) en 1967.

La regresión [6] incluye, además del nivel inicial de renta, *dummies* regionales, un indicador de la composición sectorial del producto estatal y la fracción de la fuerza laboral que tenía algo de educación universitaria en 1960.

Los autores interpretan estos resultados como una indicación de la importancia relativa de las diferencias entre estados estacionarios dentro de cada una de las tres muestras: cuanto más homogéneo sea el grupo de territorios considerado, menor será el sesgo inducido en la estimación de  $\beta$  por la omisión de las variables de control. Los resultados de las regresiones [2], [4] y [6], donde se incluyen variables adicionales, tienden a confirmar esta interpretación. Las regresiones [2] y [4] incluyen como variables explicativas una *proxy* del nivel inicial de capital humano, dos índices de estabilidad política, el peso del gasto público no productivo en el PIB, y una medida de las distorsiones que afectan el precio relativo de los bienes de capital. Controlando por estas variables, el valor estimado de  $\beta$  es positivo en ambas muestras y muy próximo al 2% estimado en la regresión [5] para los estados continentales de EE.UU. Sin embargo la inclusión de variables adicionales (*dummies* regionales, un índice de educación y otro de composición sectorial) en la última regresión aumenta sólo ligeramente la velocidad estimada de convergencia entre los estados norteamericanos.

## 2.2. Una interpretación: Barro, Sala i el 2%

El trabajo de Barro y Sala (BS 1990, 1991, 1992a,b y 1995; Sala 1990 y 1995) es un punto de referencia obligado en cualquier discusión de la literatura reciente sobre crecimiento y convergencia. Estos autores fueron los primeros en proponer una metodología basada en una ecuación “estructural” de convergencia similar a la obtenida en la sección 3.4.1. tendiendo así un bonito puente entre la teoría y el análisis empírico. Utilizando esta metodología, Barro y Sala estudian la convergencia en distintas muestras nacionales y regionales y extraen de sus resultados algunas regularidades empíricas con implicaciones teóricas y de política potencialmente muy interesantes.

En este apartado repasaremos algunos de los resultados y conclusiones de estos autores. Esto nos servirá para resumir algunos de los aspectos más destacados de la discusión precedente y también para preparar el terreno para las secciones siguientes, donde cuestionaremos la validez de algunos aspectos de su interpretación.

La interpretación que hacen Barro y Sala de la evidencia existente sobre convergencia se podría resumir en las cuatro tesis siguientes:

1. Se observa evidencia de convergencia beta en todas las muestras analizadas. A nivel nacional la convergencia es tan sólo condicional, mientras que en el caso de las regiones de los países industrializados la convergencia sería absoluta.

2. La tasa estimada de convergencia es muy similar en las distintas muestras y muy reducida en todas ellas. El proceso de convergencia, por tanto, parece ser muy lento –pero, de alguna forma, también muy “estable” o muy regular–.

3. Desde un punto de vista teórico, estos resultados sugieren que una versión *remozada* del modelo neoclásico agregado ofrece una descripción satisfactoria del proceso de crecimiento y convergencia. El principal cambio en relación con los modelos tradicionales consiste en una extensión del concepto de capital para incorporar el capital humano y posiblemente el tecnológico.

4.- La política regional es innecesaria a largo plazo e inefectiva en cualquier caso.

### 2.2.1. Convergencia absoluta y lenta

Hemos visto que la hipótesis de convergencia (al menos condicional) se acepta en todas las muestras analizadas. El valor estimado de  $\beta$  es siempre positivo una vez que controlamos (a nivel nacional) por variables tales como la tasa de inversión y el

nivel educativo. En promedio, las regiones más pobres tienden a crecer más deprisa, reduciendo así la distancia que las separa de las más ricas. Lo mismo es cierto entre países una vez que controlamos por algunas variables fundamentales. De acuerdo con la discusión precedente, este resultado constituye evidencia favorable a la hipótesis neoclásica de rendimientos decrecientes y, por consiguiente, contraria a los modelos de rendimientos crecientes que predicen un comportamiento “explosivo” de la renta y la desigualdad.

Barro y Sala ofrecen los resultados recogidos en el Cuadro 1 como evidencia de convergencia *absoluta* entre regiones. Aunque la mayor parte de sus regresiones incluyen variables sectoriales y *dummies* suprarregionales, los autores sostienen que su inclusión sirve únicamente para controlar por perturbaciones específicas a regiones o sectores, y no las interpretan como determinantes del estado estacionario<sup>20</sup>. Esta conclusión se ve reforzada por la falta de significatividad de diversos índices de educación y de algunas variables de gasto público en el caso de los estados de USA.

En segundo lugar, Barro y Sala concluyen que el proceso de convergencia es extremadamente lento. Un valor de  $\beta$  en torno al 2% implica que hacen falta 35 años para eliminar la mitad de la distancia inicial de cada región con respecto a su estado estacionario. Por tanto, si bien las diferencias regionales en el seno de cada país tenderán a desaparecer (excepto por el efecto de los inevitables *shocks*), la duración esperada del proceso ha de medirse en décadas.

### 2.2.2. Estabilidad del coeficiente de convergencia

Barro y Sala basan algunos de sus argumentos en la notable similitud entre las estimaciones de la tasa de convergencia obtenidas para distintos grupos de países y regiones. La estabilidad entre muestras de este coeficiente constituye evidencia indirecta en favor de la hipótesis de convergencia absoluta entre regiones. Puesto que las regiones parecen converger entre sí (incondicionalmente) a la misma velocidad a la que lo hacen los países (una vez que controlamos por los determinantes de su estado estacionario), parece razonable concluir que las regiones de cada país convergen a un mismo nivel de renta a largo plazo. Finalmente, la estabilidad del valor estimado de beta sugiere también que los mecanismos subyacentes al proceso de convergencia operan con una cierta regularidad en distintas muestras tanto nacionales como regionales. Por tanto, no resulta descabellado ofrecer una interpretación estructural del parámetro de convergencia en términos de un modelo común.

### 2.2.3. Implicaciones teóricas

Barro y Sala interpretan sus resultados empíricos en el marco de un modelo estructural muy similar al que hemos esbozado en la sección 2.4.1. Esto les permite relacionar el coeficiente estimado de convergencia con algunas propiedades de la tecnología y extraer de este ejercicio algunas conclusiones de considerable interés teórico.

El lector recordará que en este marco el coeficiente de convergencia depende del grado de rendimientos a escala en el capital, incluyendo posibles externalidades, así como de las tasas de progreso técnico, crecimiento de la población y depreciación. Recordando la fórmula

(20) Véase Barro y Sala (1990), págs. 11 y siguientes.

$$\beta = (1 - \alpha - \mu) (\delta + g + n) \quad [13]$$

vemos, en concreto, que  $\beta$  será positivo si y sólo si  $\alpha + \mu < 1$ , esto es, si existen rendimientos decrecientes en el capital incluyendo los posibles efectos externos.

Desde esta perspectiva, ¿qué conclusiones podemos extraer del valor estimado del coeficiente de convergencia? Como punto de partida, consideremos el valor esperado de  $\beta$  bajo supuestos convencionales sobre los valores de los distintos parámetros. En el marco de un modelo neoclásico de corte tradicional (con rendimientos constantes, competencia perfecta y ausencia de externalidades) tendríamos  $\mu = 0$  y el valor de  $\alpha$  sería igual a la participación del capital en el producto nacional, que está alrededor de  $1/3$ <sup>21</sup>. La tasa de crecimiento de la población en los países desarrollados durante el período de posguerra es aproximadamente del 1%. Las estimaciones disponibles de la tasa de progreso técnico apuntan a un valor cercano al 2% anual. Finalmente, las estimaciones de la tasa de depreciación varían considerablemente. En la literatura de convergencia se suele suponer que  $\delta = 0,03$ , pero un valor más elevado de este parámetro (en torno al 5 o 6% anual) podría ser más razonable. Dados estos supuestos, el valor esperado de  $\beta$  oscila entre 0,04 y 0,06.

Como hemos visto, los resultados empíricos de Barro y Sala y otros autores apuntan hacia una tasa de convergencia mucho más reducida. Puesto que el valor estimado del parámetro es todavía positivo, la evidencia es consistente con la hipótesis de rendimientos decrecientes. Sin embargo, el reducido valor de  $\beta$  sugiere que estamos relativamente cerca de tener rendimientos constantes en el capital. Manteniendo nuestros supuestos anteriores sobre los valores de los otros parámetros, un coeficiente de convergencia de 0,02 implicaría un valor de  $\alpha + \mu$  entre 0,67 y 0,78, muy superior a la participación del capital en la renta nacional.

Una posible explicación [Romer (1987b)] es que este resultado refleja la existencia de importantes efectos externos asociados con la acumulación de capital físico. Si bien estas externalidades no son lo suficientemente fuertes como para generar rendimientos crecientes, sí bastarían para explicar la lentitud aparente del proceso de convergencia. Otros autores, sin embargo, consideran más plausible que la omisión de variables correlacionadas con la inversión en capital físico tienda a sesgar al alza el coeficiente de esta variable. Barro y Sala (1990, 1992a) sostienen que un valor tan elevado del coeficiente del capital en la función de producción agregada sólo resulta razonable si pensamos en términos de un agregado amplio de capital que incorpore el capital humano. Mankiw, Romer y Weil (MRW, 1992) ofrecen un argumento similar y, para contrastarlo, utilizan una extensión del modelo propuesto en la sección 1.4.1. en el que se incorpora explícitamente este factor.

(21) Ya puestos... supongamos que la función de producción agregada es del tipo Cobb-Douglas y presenta rendimientos constantes en el capital y el trabajo, esto es,  $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ . Diferenciando esta expresión con respecto a  $K$ , obtenemos el producto marginal del capital, que en equilibrio competitivo ha de ser igual al tipo de interés,  $r$ :

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} = \frac{\alpha Y}{K} = r.$$

Reagrupando términos en esta expresión vemos que la participación del capital en el producto nacional es igual a  $\alpha$ ,

$$\frac{rK}{Y} = \alpha.$$

Los resultados obtenidos por MRW, Lichtenberg (1992) y otros autores con especificaciones de este tipo tienden a confirmar la importancia de los factores omitidos en el modelo neoclásico tradicional, validando el énfasis de la reciente literatura de crecimiento sobre la necesidad de una concepción más amplia de la inversión que incluya la acumulación de conocimientos técnicos y la formación de capital humano. Una vez se incluyen estos factores en la función de producción, el modelo resultante es consistente con algunas de las características más importantes de los datos. Los países que más invierten en capital físico, humano y tecnológico tienden a crecer más rápidamente y por consiguiente alcanzan niveles más elevados de renta con el paso del tiempo. Las diferencias entre países en tasas de acumulación son lo suficientemente importantes como para explicar la dispersión observada de los niveles de renta y tasas de crecimiento. Además el modelo permite reconciliar la tendencia creciente de la desigualdad internacional con la hipótesis de que la existencia de rendimientos decrecientes y la difusión internacional de la tecnología generan una tendencia hacia la convergencia<sup>22</sup>.

#### 2.2.4. Implicaciones para la política regional

Como apuntábamos en una sección anterior, la cuestión de si la convergencia es absoluta o tan solo condicional tiene implicaciones importantes desde el punto de vista de la necesidad de la política regional. En la medida en que las diferencias de renta entre regiones se deben a factores transitorios y tienden a desaparecer con rapidez, la justificación de las políticas de desarrollo regional de corte tradicional se hace más difícil, si bien podría existir aún un papel para políticas destinadas a facilitar el ajuste a perturbaciones transitorias a través del “reparto de riesgos” entre regiones. Si la convergencia es en efecto absoluta, como sostienen Barro y Sala, la política de desarrollo regional resultaría innecesaria a largo plazo; pero, puesto que el proceso parece ser extremadamente lento, la intervención pública para acelerar la convergencia podría estar justificada.

Barro y Sala se muestran muy pesimistas sobre esta posibilidad. En su opinión, hay poco que los gobiernos puedan hacer para acelerar el proceso de convergencia. Esta conclusión parece basarse en dos tipos de evidencia. En primer lugar, está la falta de significatividad de algunas variables de gasto público en las regresiones de convergencia para los estados americanos [Barro y Sala (1990), Sala (1990)]. El segundo, y quizás más importante, argumento es la evidencia indirecta que proporciona la gran similitud del valor estimado de  $\beta$  en las distintas muestras. De acuerdo con Barro y Sala, el hecho de que el ritmo de convergencia sea prácticamente el mismo dentro de grupos de territorios que se caracterizan por muy distintos niveles de esfuerzo redistributivo implica que éstos no pueden ser muy efectivos. En palabras de Xavier Sala (1994, págs. 37-38):

... 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 de gasto público se mantienen constantes. Sala i Martin (1990) añade medidas del gasto federal, inversión y empleo a una regre-

(22) Para un panorama de esta literatura, véase de la Fuente (1994).

sión efectuada con estados pertenecientes a Estados Unidos y encuentra escasos cambios en los coeficientes de convergencia....

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 el que los gobiernos utilizan estas 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.

### 3. ALGUNOS CABOS SUELTOS Y CUESTIONES ABIERTAS. (CONVERSACIONES CON BARRO Y SALA)

Las tesis de Barro y Sala que destacábamos en la sección anterior están muy interrelacionadas entre sí. En gran medida, las cuatro se basan en una misma regularidad empírica –el hallazgo de que el coeficiente de convergencia está próximo al 2% anual en un buen número de muestras–. De aquí se infiere la existencia de convergencia absoluta a nivel regional y la inefectividad de la política regional. El mismo resultado se interpreta también como evidencia en favor de un cierto tipo de modelo teórico. En esta sección sostendré, basándome en algunos trabajos recientes, que existen indicios de que la velocidad de convergencia es muy superior a la que estiman Barro y Sala. Si esto es cierto, algunas de sus conclusiones serían discutibles. Un examen preliminar de los datos españoles apunta también hacia algunos problemas de interés que no parecen haber recibido suficiente atención en esta literatura. Sin duda, muchos lectores encontrarán algunos de estos temas más familiares y probablemente más interesantes que las elucubraciones teóricas con las que les vengo torturando hasta el momento.

#### 3.1. *No está claro que la convergencia regional sea absoluta y lenta*

Una de las tesis centrales de Barro y Sala es que las regiones de cada país convergen lentamente hacia un estado estacionario común. Esta conclusión, sin embargo, se basa en un argumento indirecto (basado en la similitud del coeficiente de convergencia en distintas muestras nacionales y regionales) que no resulta del todo convincente. En esta sección sostendré, basándome en un trabajo reciente de Albert Marcet (1994), que la apariencia de convergencia lenta hacia un único estado estacionario podría deberse al sesgo inducido por una especificación incorrecta. A nivel de países podría plantearse un problema similar en la media en que las variables condicionantes habitualmente utilizadas en la literatura no capturen todas las diferencias relevantes entre ellos.

Para explorar esta posibilidad partiré de un modelo en el que los niveles de renta relativa a largo plazo pueden diferir entre territorios, lo que permite realizar un contraste explícito de convergencia absoluta. A continuación estimaré este modelo utilizando datos regionales españoles y una muestra de países de la OCDE. Los resultados, que confirman los obtenidos por Marcet (1994) y Raymond y García (1994) utilizando especificaciones similares, apuntan hacia una conclusión contraria a la de Barro y Sala –esto es, hacia una convergencia muy rápida pero tan solo condicional–.

Para centrar la discusión, volvamos a la ya familiar ecuación de convergencia

$$\Delta y_{it} = \alpha_i - \beta y_{it} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

En términos de esta ecuación, lo que hacen Barro y Sala (a nivel regional) es *imponer* la hipótesis de que  $x_i$  es común a todos los territorios antes de estimar el valor de  $\beta$ . Esta forma de proceder tiene dos inconvenientes. El primero es que la estimación de la especificación restringida no permite realizar un contraste explícito de la hipótesis de igualdad de los coeficientes regionales. En segundo lugar, si esta hipótesis es incorrecta, el modelo resultante estará mal especificado. Como observa Marcet (1994), esto puede generar un sesgo en la estimación del coeficiente de convergencia.

En principio, la solución del problema es sencilla. Se trataría de estimar el “modelo completo” incorporando explícitamente los posibles determinantes del estado estacionario. Si  $\beta$  es positivo y ninguna de estas variables resulta significativa, se aceptaría la hipótesis de convergencia absoluta. Si alguna lo es, debemos concluir que existe tan solo convergencia condicional. En la práctica, las cosas son un poco más complicadas, ya que resulta difícil identificar las variables relevantes y obtener los datos necesarios. Si disponemos de datos de panel, sin embargo, existe una estrategia que permite soslayar estas dificultades. Como sugiere Marcet, basta con introducir variables ficticias regionales para capturar posibles diferencias en niveles de renta a largo plazo, obteniendo así un estimador insesgado de la velocidad de convergencia.

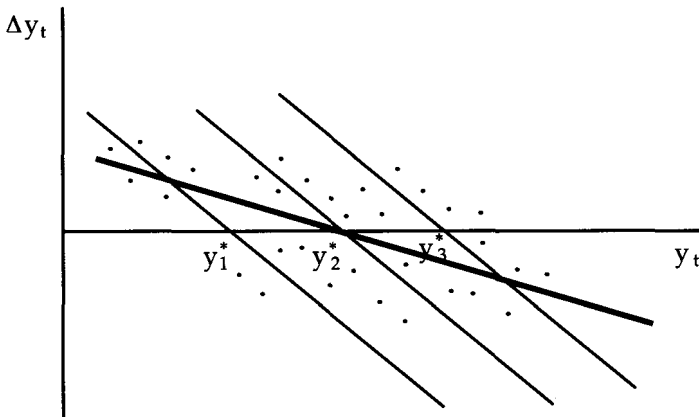
Como veremos enseguida, la evidencia apunta hacia el rechazo de la hipótesis de convergencia absoluta. Por tanto, el modelo utilizado por Barro y Sala estaría mal especificado y su estimación del parámetro de convergencia podría estar sesgada. Este problema, además, podría explicar la aparente estabilidad entre muestras de este coeficiente ya que, como muestra Marcet, la omisión de los efectos regionales tiende a sesgar el valor de  $\beta$  hacia cero.

Intuitivamente, el sesgo de efectos fijos refleja la dificultad de estimar la velocidad de convergencia hacia el estado estacionario sin haber fijado bien la posición de éste. El Gráfico 5 ilustra el problema. Supongamos que existen tres grupos de países

---

Gráfico 5: SESGO DE EFECTOS FIJOS EN LA ESTIMACIÓN DE  $\beta$ .

---



con estados estacionarios distintos pero tasas de convergencia similares. Si las regiones inicialmente más pobres tienen estados estacionarios más bajos, observaremos una nube de puntos como la que se muestra en la figura. Resulta evidente que si ajustamos una única recta de regresión en vez de tres paralelas como hacen Barro y Sala (o más generalmente, si no controlamos lo suficientemente bien por posibles diferencias en estados estacionarios), el valor estimado de  $\beta$  será menor que el real, es decir la pendiente estimada de la recta de regresión estará sesgada hacia cero.

Los resultados empíricos obtenidos con especificaciones que permiten recoger especificidades regionales tienden a confirmar la hipótesis de Marcet. El propio autor estima la ecuación [1] utilizando técnicas *bayesianas* con datos de panel para dos muestras distintas: una con datos regionales para la Unión Europea desde 1980 a 1990, y otra nacional, con datos de Summers y Heston (1991) para países europeos durante el período 1950-1985<sup>23</sup>. Raymond y García (1994) estiman un modelo similar con datos españoles, introduciendo efectos fijos regionales en una regresión con datos de panel. En la misma línea, Islam (1995) utiliza datos de panel para estimar un modelo con efectos específicos por países. Los resultados son muy parecidos en los tres casos. Cuando se impone el supuesto de un estado estacionario común, los resultados son similares a los obtenidos por Barro y Sala, encontrándose un coeficiente de convergencia positivo pero muy reducido en todas las muestras. Cuando se permiten diferencias entre países o regiones, los resultados se invierten. La convergencia de cada territorio hacia su propio estado estacionario pasa a ser muy rápida, pero existen diferencias importantes entre éstos.

Como ilustración, merece la pena repetir el ejercicio para las regiones españolas y los países de la OCDE utilizando una especificación común. A nivel regional, emplearé básicamente los mismos datos que Raymond y García, mientras que a nivel nacional trabajaré con una base de datos elaborada por Doménech y Bosca (1995) que contiene información sobre diversos agregados macroeconómicos, corregidos por diferencias en paridades de poder de compra, para los países de la OCDE a partir de 1960. En ambos casos, utilizaré una especificación que nos permite estimar directamente la renta relativa de cada territorio en un equilibrio a largo plazo. Iterando [1] hacia atrás y reagrupando términos, se obtiene la ecuación

$$\frac{y_{i,t} - y_{i,t-h}}{h} = \frac{1-\lambda^h}{h} (y_i^* - y_{i,t-h}) + u_{i,t,h} \quad [14]$$

donde  $\lambda = 1-\beta$  y el término de error  $u_{i,t,h}$  es una suma ponderada de las perturbaciones anuales,

$$u_{i,t,h} = \frac{1}{h} \sum_{s=0}^{h-1} \lambda^s \varepsilon_{t-1-s}$$

Esta expresión nos dice que la tasa promedio de crecimiento de la renta relativa de la región  $i$  durante el período de  $t-h$  a  $t$  es una función de la distancia inicial entre la renta relativa de la región  $i$  y su valor estacionario,

$$y_i^* = \frac{x_i}{\beta}$$

(23) Véase también Canova y Marcet (1995) para una extensión de este trabajo.

Trabajando con datos de panel de producto real por ocupado e introduciendo variables ficticias regionales o nacionales, podemos utilizar mínimos cuadrados no lineales para estimar el coeficiente de convergencia,  $\beta = 1 - \lambda$ , así como los niveles de renta relativa a largo plazo de los distintos territorios.

El Cuadro 3 muestra los resultados obtenidos con dos variantes de esta especificación utilizando datos regionales españoles. Puesto que (el logaritmo de) la productividad regional se expresa en desviaciones sobre la media, la convergencia absoluta implicaría que  $y_i^* = 0$  para todo  $i$ . En la ecuación [1], esta restricción se impone *a priori*, obteniéndose un coeficiente de convergencia no muy distinto del 2%. La segunda ecuación es de la forma

$$\frac{y_{i,t} - y_{i,t-h}}{h} = \frac{1 - \lambda^h}{h} \left( \sum_i \Gamma_i \text{DREG}_i - y_{i,t-h} \right) + u_{i,t,h}. \quad [15]$$

Cuadro 3: CONVERGENCIA BETA ENTRE REGIONES ESPAÑOLAS, 1955-1991

	[1]		[2]	
	coeficiente	(t)	coeficiente	(t)
Coef. de converg. ( $\beta$ )	0,0295	(4,78)	0,1273	(6,23)
Madrid			0,2985	(6,84)
Baleares			0,2344	(5,36)
Cataluña			0,1930	(4,34)
País Vasco			0,1701	(3,69)
Navarra			0,1056	(2,44)
Aragón			0,0500	(1,15)
Valencia			0,0344	(0,80)
Canarias			0,0343	(0,77)
Rioja			0,0289	(0,67)
Cantabria			0,0210	(0,48)
Asturias			-0,0404	(0,92)
Murcia			-0,0766	(1,77)
Andalucía			-0,0938	(2,16)
Castilla y León			-0,1067	(2,47)
Castilla la Mancha			-0,1554	(3,54)
Extremadura			-0,2834	(6,44)
Galicia			-0,4036	(9,24)
R <sup>2</sup>	0,0758		0,1924	
err. std. regresión	0,0219		0,0211	
desv. estandar de $y_i^*$			0,1753	
desv. est. $y_i$ en 1991			0,1558	

Notas: Estimación con datos de panel, con 17 observaciones por región (correspondientes a intervalos de dos o tres años).

La variable de renta es (el logaritmo de) el producto real por trabajador ocupado, expresado en desviaciones sobre la media muestral de la misma variable en cada año.

Por tanto, el coeficiente de cada una de las *dummies* regionales ( $DREG_i$ ) nos proporciona una estimación del estado estacionario correspondiente. Observamos que la tasa de convergencia se multiplica por cuatro (pasando del 3% al 12,7%) y que más de la mitad de las variables ficticias regionales resultan significativas. Se rechaza por tanto la hipótesis de convergencia absoluta.

El Cuadro 4 muestra los resultados de un ejercicio similar con datos anuales para los países miembros de la OCDE. Como en el caso anterior, la tasa de convergencia estimada aumenta dramáticamente cuando introducimos variables ficticias para con-

Cuadro 4: CONVERGENCIA BETA ENTRE LOS PAÍSES DE LA OCDE, 1960-1991.

	[1]		[2]	
	coeficiente	(t)	coeficiente	(t)
Coef. de converg. ( $\beta$ )	0,0250	(9,76)	0,0626	(7,99)
Luxemburgo			0,3571	(5,93)
Italia			0,2595	(4,16)
Francia			0,2521	(4,17)
Estados Unidos			0,2408	(3,53)
Bélgica			0,2126	(3,54)
Alemania			0,1716	(2,86)
Japón			0,1228	(1,66)
España			0,1228	(1,84)
Suiza			0,1170	(1,84)
Austria			0,1164	(1,94)
Canadá			0,1091	(1,71)
Holanda			0,0917	(1,51)
Australia			-0,0044	(0,07)
Noruega			-0,0489	(0,81)
Suecia			-0,0518	(0,84)
Irlanda			-0,0550	(0,86)
Islandia			-0,0605	(0,98)
Reino Unido			-0,0686	(1,12)
Dinamarca			-0,0877	(1,42)
Finlandia			-0,1015	(1,68)
Nueva Zelanda			-0,2069	(3,03)
Grecia			-0,3395	(5,07)
Portugal			-0,5189	(8,14)
Turquía			-0,6298	(10,33)
R <sup>2</sup>	0,1137		0,2433	
err. std. regresión	0,0223		0,0209	
desv. estandar de $y_i^*$			0,2352	
desv. est. $y_i$ en 1991			0,2522	

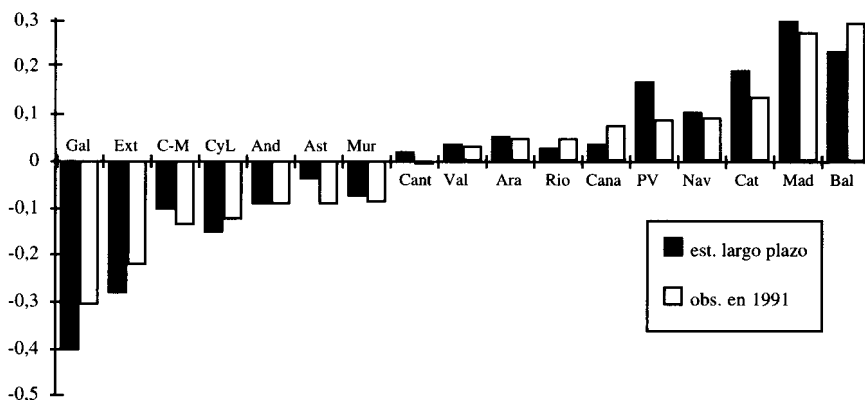
Notas: Estimación con datos de panel, con 31 observaciones anuales por país.

La variable de renta es (el logaritmo de) el producto real por trabajador ocupado, expresado en desviaciones sobre la media muestral de la misma variable en cada año.

trolar por posibles diferencias entre naciones. Cuando utilizamos la versión restringida de la ecuación, el valor estimado de  $\beta$  es similar en ambas muestras. Con la especificación no restringida, sin embargo, la tasa de convergencia entre regiones es muy superior a la obtenida con datos nacionales, lo que sugiere que los mecanismos de convergencia operan con mayor intensidad dentro de un país dado que internacionalmente.

Los resultados precedentes sugieren una visión del proceso de convergencia muy distinta de la que ofrecen Barro y Sala. En particular, los resultados de las ecuaciones de convergencia condicionada apuntan hacia la persistencia, posiblemente indefinida, de importantes disparidades entre países y regiones. En ambos casos, la dispersión de los estados estacionarios estimados es muy similar, o incluso ligeramente superior, a la dispersión observada de la productividad en 1991. (Véanse las últimas filas de los Cuadros 3 y 4). Según estos resultados, no cabría esperar una reducción significativa de la desigualdad regional o internacional en el futuro, sino más bien todo lo contrario, especialmente una vez tenemos en cuenta el impacto de las perturbaciones aleatorias. Además tampoco habría que esperar cambios significativos en las posiciones relativas de los distintos territorios. El Gráfico 6, que muestra la productividad relativa de cada región en 1991 junto con nuestra estimación del valor de equilibrio a largo plazo de la misma variable, sugiere que esto es particularmente cierto en el caso regional. Las Comunidades autónomas españolas parecen estar muy próximas a su estado estacionario<sup>24</sup>.

Gráfico 6: PRODUCTIVIDAD RELATIVA, VALOR OBSERVADO EN 1991 vs. VALOR ESTIMADO A LARGO PLAZO.



(24) El ajuste de una regresión del valor estimado a largo plazo de la renta relativa sobre el valor observado de la misma variable en 1991 es muy bueno; el coeficiente de determinación es 0,94.

### 3.2. *¿Qué nos dice el coeficiente de convergencia?*

Una de las tesis centrales de Barro y Sala es que los resultados empíricos sobre convergencia, además de indicar la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables, constituyen evidencia favorable a un cierto tipo de modelos de crecimiento que incorpora un concepto amplio de capital. Aunque pienso que esta conclusión es correcta en lo esencial, los resultados que acabamos de repasar, de confirmarse, invalidarían al menos parte del argumento.

Barro y Sala basan sus conclusiones en una interpretación estructural muy específica del parámetro de convergencia que les permite relacionarlo con el grado de rendimientos a escala en los factores acumulables. Esta interpretación es perfectamente legítima dentro del modelo del que parten. Sin embargo, éste es un modelo bastante específico y “parcial” en el sentido que no incorpora algunos mecanismos de convergencia que podrían ser tan importantes como la existencia de rendimientos decrecientes. Por consiguiente, el ejercicio es bastante arriesgado, como implícitamente reconocen los autores en alguna ocasión<sup>25</sup>. En la práctica, pienso que es mejor interpretar el valor estimado de  $\beta$  (sobre todo en regresiones no condicionadas) como un indicador que resume el efecto neto de toda una serie de fuerzas con efectos distintos y posiblemente contrapuestos sobre la evolución de la desigualdad. Entre éstas estarían, además de los rendimientos decrecientes, la difusión tecnológica, los flujos de factores entre regiones y sectores, posibles externalidades de distintos tipos y los efectos del nivel de renta sobre las tasas de ahorro y natalidad.

Desde esta perspectiva, ¿qué conclusiones podemos sacar de los resultados precedentes? En primer lugar, coincido con Barro y Sala en que el resultado de un coeficiente positivo de convergencia en distintas muestras constituye evidencia bastante convincente de la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables. Si lo contrario fuese cierto, la distribución internacional de la renta debería mostrar un comportamiento mucho más explosivo del que observamos en los datos.

Por otro lado, las tasas de convergencia que hemos obtenido en la sección precedente resultan un tanto problemáticas si las interpretamos de acuerdo con nuestro modelo “estructural.” Despejando  $\beta$  en la expresión que relaciona la tasa de convergencia con los coeficientes de la función de producción (ecuación [13]), obtenemos

$$\alpha + \mu = 1 - \frac{\beta}{g+n+\delta} . \quad [16]$$

Manteniendo los supuestos anteriores sobre el resto de los parámetros, el coeficiente de convergencia interregional estimado para España (véase el Cuadro 3) implicaría un valor negativo de  $\alpha + \mu$ , mientras que el obtenido con datos nacionales nos dejaría, bajo el supuesto más “favorable” sobre el valor de  $\delta$ , con  $\alpha + \mu = 0,30$ .

¿Significa esto que debemos volver al modelo neoclásico tradicional o, por ponerlo de otra forma, que el capital humano y el tecnológico no importan? Probablemente no. Como hemos visto, existen estudios que aportan evidencia directa de que estos factores tienen un impacto significativo sobre el crecimiento. Aunque estos resultados no son todo lo robustos que quisiéramos, el sentido común se resiste a la conclusión de que la inversión en intangibles no es productiva. En mi opinión, lo

(25) Véase Barro y Sala (1992a) pág. 247. Los autores indican que sería interesante “descomponer” la convergencia observada en varios factores que reflejarán distintos mecanismos de convergencia.

que sí sugieren estos resultados es que, si hemos medido bien la velocidad de convergencia, ésta sería demasiado elevada como para explicarla únicamente en términos de la existencia de rendimientos decrecientes. Si admitimos esto, creo que la hipótesis más razonable es que los otros mecanismos de convergencia que he mencionado —y posiblemente alguno más que se me haya escapado— son más importantes de lo que pensábamos hasta el momento.

Esta conclusión se basa en parte en la lógica de eliminación de Sherlock Holmes. Lo que queda tras descartar lo imposible ha de incluir la explicación del crimen. Pero también existen pistas más directas que apuntan en esta dirección. En las dos secciones siguientes, ofreceré evidencia preliminar de que tanto la difusión tecnológica como la reasignación de recursos entre sectores han contribuido de manera importante a la convergencia regional en nuestro país. También sospecho que, al menos en el caso de España, los flujos migratorios han jugado un papel importante en la reducción de las disparidades regionales, pero dejaré el tema para otra ocasión.

### 3.3. Difusión tecnológica y convergencia regional

Como hemos visto en la sección 1, la idea de que la difusión tecnológica puede ser un factor importante de convergencia tiene una larga tradición en la literatura de crecimiento<sup>26</sup>. Aunque a nivel nacional existe alguna evidencia empírica en este sentido, a nivel regional, que yo sepa, el tema no se ha investigado en absoluto. Sin embargo, parece razonable pensar que existen bastante menos obstáculos a la transmisión de ideas y técnicas de producción entre las regiones de un país dado que entre naciones con lenguas diferentes y sistemas educativos y legales a veces muy distintos, por lo que este fenómeno debería ser, en principio, más fácil de detectar a nivel regional que nacional.

En esta sección intentaré contrastar la existencia de un efecto de *catch-up* tecnológico entre las regiones españolas. Con este fin, comenzaré desarrollando un modelo descriptivo de crecimiento que combina una función de producción agregada con una sencilla especificación de la tasa de progreso técnico. A continuación el modelo se estima utilizando las series de renta regional del BBV junto con las estimaciones de *stocks* de capital físico y humano elaboradas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas<sup>27</sup>. Los resultados del ejercicio sugieren que la difusión tecnológica entre regiones se produce a un ritmo relativamente elevado y que este fenómeno ha jugado un papel importante en la convergencia en niveles de renta.

#### 3.3.1. El marco de análisis

Como es habitual en la literatura, partiremos de una función de producción agregada del tipo Cobb-Douglas:

(26) La idea parece partir de Gerschenkron (1952) y ha sido desarrollada entre otros por Abramovitz (1979, 1986), Baumol (1986) y Nelson y Wright (1992). Dowrick y Nguyen (1989), Wolff (1991), Coe y Helpman (1995) y de la Fuente (1995a y b), entre otros autores, ofrecen evidencia empírica sobre la importancia del efecto de *catch-up* tecnológico.

(27) La reciente publicación por la Fundación BBV (1995) y la Fundación Bancaja (Mas *et al.* 1995) de series regionales de *stocks* de capital físico (privado y público) y humano elaboradas por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) constituye una aportación importante al estudio de la economía regional en nuestro país. Estas nuevas bases de datos permiten abordar por primera vez el análisis empírico de los determinantes de la renta regional en España partiendo de información fiable y detallada para un período de casi tres décadas.

$$Y_{it} = K_{it}^{\theta_k} (A_{it}L_{it})^\gamma (A_{it}L_{it}H_{it})^\eta = K_{it}^{\theta_k} (A_{it}L_{it})^{\theta_l} H_{it}^{\theta_h} \quad [17]$$

donde  $\theta_h = \eta$  y  $\theta_l = \eta + \gamma$ . En esta expresión  $Y$  es el producto agregado regional,  $A$  un índice de eficiencia técnica,  $K$  el *stock* privado de capital físico,  $L$  el nivel de empleo y  $H$  un indicador del *stock* medio de capital humano por trabajador. Tomando logaritmos de esta expresión (lo que se indica utilizando letras minúsculas) y añadiendo la tasa de desempleo ( $u$ ) para controlar por perturbaciones de carácter cíclico, obtenemos

$$y_{it} = \theta_1 a_{it} + \theta_k k_{it} + \theta_l l_{it} + \theta_h h_{it} + \theta_u u_{it}. \quad [18]$$

Tomando diferencias de esta expresión y añadiendo una perturbación aleatoria ( $\omega_{it}$ ), la ecuación a estimar es de la forma:

$$\Delta y_{it} = \theta_1 \Delta a_{it} + \theta_k \Delta k_{it} + \theta_l \Delta l_{it} + \theta_h \Delta h_{it} + \theta_u \Delta u_{it} + \omega_{it}. \quad [19]$$

Para completar el modelo, endogeneizaremos parcialmente la tasa de progreso técnico, expresándola en función de un indicador del *stock* de capital humano y el diferencial de eficiencia técnica con respecto al promedio nacional<sup>28</sup>. Comenzaremos escribiendo el (logaritmo del) nivel de eficiencia técnica de la región  $i$  en el período  $t$  de la forma

$$a_{it} = a_t + d_{it} \quad [20]$$

donde  $a_t = (1/N) \sum_i a_{it}$  es el “promedio nacional” de  $a_{it}$  y  $d_{it} = a_{it} - a_t$  el “diferencial tecnológico” de la región  $i$  con respecto al promedio. En lo que sigue, trataremos el nivel promedio de eficiencia técnica,  $a_t$ , como una variable exógena (posiblemente determinada por el diferencial tecnológico y de formación de España con respecto a los países de nuestro entorno y el gasto agregado en I+D) y nos centraremos en los determinantes de la evolución del nivel relativo de eficiencia técnica de cada región.

En concreto, supondremos que

$$\Delta a_t = g + ct, \quad [21]$$

esto es, que la tasa promedio de progreso técnico es igual a una constante exógena más, posiblemente, una tendencia, y que el diferencial tecnológico de la región  $i$  evoluciona de acuerdo con la ecuación:

$$\Delta d_{it} = \mu \tilde{h}_{it} - \epsilon d_{it} \quad [22]$$

donde  $\tilde{h}_{it} = h_{it} - h_t$  es el *stock* de capital humano por trabajador en la región  $i$  expresado en diferencias sobre el promedio interregional,  $h_t = (1/N) \sum_i h_{it}$ . El diferencial de

(28) Si estuviésemos trabajando con datos nacionales sería posible y deseable incluir también algún indicador de gasto en I+D como determinante de la tasa de progreso técnico. A nivel regional, no disponemos de información detallada sobre la distribución del gasto en I+D. De acuerdo con la información existente, el gasto en I+D parece estar muy concentrado en Madrid, Cataluña y el País Vasco. Por otro lado, muchas de las empresas cuyos laboratorios se encuentran en estas regiones disponen de instalaciones productivas en otras comunidades que se benefician también directamente de los resultados de esta investigación. En esta situación, intentar regionalizar el gasto en investigación podría no ser lo más adecuado, incluso si la información necesaria estuviese disponible.

progreso técnico en favor de una región depende, por tanto, de dos factores: su nivel educativo en relación a la media nacional (que debería tener un impacto positivo) y su distancia tecnológica con respecto al promedio. Si existe un proceso de difusión tecnológica entre regiones (es decir, si las regiones más atrasadas disfrutan de la ventaja de poder adoptar a bajo coste las tecnologías empleadas en las más avanzadas) el coeficiente de  $d_{it}$  debería ser negativo –esto es, otras cosas iguales, la tasa de progreso técnico debería ser mayor en las regiones imitadoras–. El signo del coeficiente  $\epsilon$ , por tanto, nos permitirá contrastar la hipótesis de que existe un proceso de convergencia tecnológica entre regiones. Si  $\mu$  es distinto de cero, tal convergencia sería tan solo condicional, con cada región acercándose gradualmente a un nivel estable de eficiencia técnica relativa que vendría determinado por el nivel educativo de su población trabajadora y la velocidad de difusión,  $\epsilon$ .

Sumando [21] y [22], la tasa de progreso técnico de la región  $i$  en el período  $t$  vendrá dada por:

$$\Delta a_{it} = \Delta a_t + \Delta d_{it} = g + ct + \mu \tilde{h}_{it} - \epsilon d_{it}. \quad [23]$$

Substituyendo esta expresión en [19] obtenemos una especificación en diferencias de la función de producción en la que la tasa de progreso técnico aparece expresada en función del diferencial educativo de cada región y su “brecha tecnológica” con respecto al promedio nacional.

Para poder estimar esta ecuación hemos de resolver el problema de como “medir” la brecha tecnológica,  $d_{it}$ . En principio, esta variable no es directamente observable, pero, puesto que disponemos de datos sobre las dotaciones de factores y la renta de cada región, podemos invertir la función de producción y expresar  $d_{it}$  en función de variables observables y coeficientes a estimar.

En concreto, despejando  $a_{it}$  en [18] e ignorando la perturbación, tenemos:

$$a_{it} = \frac{y_{it} - \theta_k k_{it} - \theta_l l_{it} - \theta_h h_{it} - \theta_u u_{it}}{\theta_1}. \quad [24]$$

Además, puesto que la ecuación es lineal (en logaritmos), la misma relación se cumplirá entre los promedios de las variables, lo que nos permite calcular el valor de  $a_t$  utilizando

$$a_t = \frac{y_t - \theta_k k_t - \theta_l l_t - \theta_h h_t - \theta_u u_t}{\theta_1}, \quad [25]$$

donde la ausencia del subíndice  $i$  indica que estamos trabajando con promedios interregionales (de las variables medidas en logaritmos). Restando estas dos expresiones, el diferencial tecnológico de la región  $i$  con respecto al promedio en el período  $t$  vendrá dado por:

$$d_{it} = \tilde{a}_{it} = a_{it} - a_t = \frac{\tilde{y}_{it} - \theta_k \tilde{k}_{it} - \theta_l \tilde{l}_{it} - \theta_h \tilde{h}_{it} - \theta_u \tilde{u}_{it}}{\theta_1} \quad [26]$$

donde las tildes indican desviaciones sobre el promedio interregional.

Combinando [26] con las expresiones anteriores, obtenemos finalmente una especificación en términos de variables observables y coeficientes a estimar:

$$\Delta y_{it} = \theta_1 (g + ct) + \theta_k \Delta k_{it} + \theta_l \Delta l_{it} + \theta_h \Delta h_{it} + \theta_u \Delta u_{it} + \theta_1 \mu \tilde{h}_{it} - \varepsilon (\tilde{y}_{it} - \theta_k \tilde{k}_{it} - \theta_l \tilde{l}_{it} - \theta_h \tilde{h}_{it} - \theta_u \tilde{u}_{it}) + \omega_{it} \quad [27]$$

### 3.3.2. Resultados empíricos

El Cuadro 5 recoge los resultados obtenidos con distintas variantes de la ecuación [27]. En la ecuación (1) se impone el supuesto de que la tasa de progreso técnico es exógena y común a todas las regiones ( $\varepsilon = \mu = 0$ ). El coeficiente del capital físico en esta especificación es muy reducido (0,154) y no es estadísticamente significativo

Cuadro 5: DIFUSIÓN TECNOLÓGICA ENTRE LAS REGIONES ESPAÑOLAS.

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\theta_k$	0,1542 (1,76)	0,3014 (4,24)	0,3419 (5,56)	0,3518 (6,18)
$\theta_l$	0,5396 (7,79)	0,6521 (10,97)	0,6471 (11,36)	[0,6482]
$\theta_h$	0,1830 (3,48)	0,1728 (3,17)	0,1773 (3,28)	0,1767 (3,28)
$\theta_u$	-0,1679 (1,06)	0,0459 (0,33)	0,0294 (0,22)	0,0301 (0,23)
$g\theta_l$	0,0326 (4,39)	0,0235 (3,44)	0,02053 (3,21)	0,0199 (3,20)
$c\theta_l$	-0,00106 (4,18)	-0,00086 (3,49)	-0,00078 (3,28)	-0,00076 (3,26)
$\varepsilon$	[0,00]	0,0272 (2,20)	0,06656 (3,55)	0,06765 (3,63)
$\mu$	[0,00]	[0,00]	0,0201 (2,42)	0,0201 (2,44)
$R_2$	0,4482	0,4486	0,4634	0,4629
error estandar:	0,02177	0,02182	0,02157	0,02153

Notas: Estadísticos t entre paréntesis debajo de cada coeficiente.

Los coeficientes que aparecen entre corchetes se imponen, no se estiman. En la ecuación [4] el coeficiente  $\theta_k$  se estima tras imponer el supuesto de que  $\theta_k + \theta_l = 1$ . El valor de  $\theta_l$  que aparece en el cuadro corresponde a  $1 - \theta_k$ .

Todas las variables monetarias medidas en millones de ptas. de 1990.

El indicador de capital humano, h, es (el logaritmo de) la fracción de la población ocupada que al menos ha comenzado sus estudios secundarios.

al 5%, mientras que los coeficientes de los otros factores productivos sí son significativos y tienen magnitudes razonables. En la ecuación (2) se introduce un efecto de difusión tecnológica entre regiones, manteniendo todavía el supuesto de que la tasa de progreso técnico es independiente del nivel de formación de la población trabajadora ( $\mu = 0$ ). El coeficiente de difusión tecnológica es positivo y significativo, aunque relativamente reducido (un 2,7% anual). Por otro lado, el coeficiente del capital pasa a ser significativo y adopta un valor muy próximo al esperado (en torno a un tercio) en esta ecuación, mientras que los coeficientes del capital humano y el trabajo mantienen su significatividad y valores razonables. En la ecuación (3) permitimos que la tasa de progreso técnico sea una función del nivel relativo de educación de cada comunidad, introduciendo así un “efecto de tasa” del capital humano (además del *efecto de nivel* recogido por  $\theta_h$ ). El coeficiente de esta variable es positivo y significativo. En cuanto al resto de los regresores, el valor estimado de la tasa de convergencia tecnológica se multiplica por 2,5 (pasando del 2,7 al 6,6%) mientras que los coeficientes de los factores productivos se mantienen estables, con una ligera mejoría en la precisión de las estimaciones. Finalmente, en la ecuación (4) se impone la restricción de rendimientos constantes a escala en el trabajo y el capital físico y humano (esto es  $\theta_k + \eta + \gamma = \theta_k + \theta_l = 1$ ), obteniéndose resultados muy similares a los alcanzados con la especificación anterior<sup>29</sup>.

Utilizando los coeficientes estimados en la ecuación (4) y alguna información adicional podemos calcular la tasa de convergencia de la renta por unidad de eficiencia de trabajo hacia su estado estacionario en una región promedio. La tasa promedio de depreciación implícita en las series de *stocks* de capital e inversión que hemos utilizado es 0,043, la tasa anual media de crecimiento del empleo es del -0,001, y la tasa promedio de progreso técnico en el punto medio del período muestral es de

$$g - c * 13,5 = \frac{0,0199}{0,6482} - \frac{0,00076}{0,6482} 13,5 = 0,01487.$$

Modificando la ecuación [13] para incorporar el capital humano, el coeficiente neoclásico de convergencia vendría dado por<sup>30</sup>

$$\lambda = (1 - \theta_k - \theta_h) (\delta + g + n) = (1 - 0,3518 - 0,1767) * \\ * (0,043 + 0,01487 - 0,001) = 0,0268. \quad [28]$$

El valor de este parámetro, por tanto, no se aleja demasiado de los resultados habituales en la literatura. Sin embargo, la velocidad de convergencia de la renta por trabajador no depende sólo del valor de  $\lambda$  sino también del coeficiente de convergencia tec-

(29) Las ecuaciones (2)-(4) se estiman por mínimos cuadrados no lineales utilizando un algoritmo iterativo a partir de valores iniciales dados de los parámetros. Hay que observar que los resultados son sensibles a los valores iniciales. Si partimos de los valores de los coeficientes de la función de producción estimados en (1) por MCO y un valor inicial de cero para  $\mu\theta_l$  y  $\varepsilon$ , el algoritmo converge a valores muy similares a los iniciales. Los resultados que aparecen en el cuadro se obtienen partiendo de valores positivos de los dos últimos coeficientes. Las estimaciones resultantes, además de ofrecer valores más razonables de los parámetros, presentan un valor mayor de la función de verosimilitud y del coeficiente de determinación, aunque la diferencia es pequeña.

(30) Véase Mankiw, Romer y Weil (1992).

nológica,  $\epsilon$ , que está en torno a un 6,8% y podría, por tanto, ser muy superior a  $\lambda$ <sup>31</sup>. La introducción del efecto de *catch-up*, por consiguiente, resulta en una tasa de convergencia regional más elevada que la obtenida por Barro y Sala (aunque todavía inferior a la estimada en el apartado a de esta sección con una especificación con *dummies* regionales) y sugiere que el “motor” más importante de este proceso podría ser, en vez de la operación de los rendimientos decrecientes, el rápido acercamiento de los niveles de productividad total de los factores en las distintas regiones.

### 3.4. Determinantes de la renta a largo plazo. ¿Qué hay detrás de las *dummies*?

Hemos visto que los resultados de Barro y Sala y otros autores podrían estar vi-ciados por el uso de una especificación que no ofrece la suficiente flexibilidad para capturar diferencias relevantes entre países o regiones. La inclusión de variables ficticias permite detectar efectos específicos y ofrece una visión muy distinta del proceso de convergencia. Lo que este enfoque no permite es identificar los factores que explican las diferencias entre los equilibrios a largo plazo de distintos territorios.

Por ponerlo de otra forma, la significatividad de las *dummies* sugiere que los países, o las regiones, son muy distintos entre sí, pero ¿en qué? De acuerdo con el modelo que acabamos de desarrollar en el apartado anterior, la respuesta tendría que ver fundamentalmente con diferencias en *stocks* y flujos de capital físico, humano y tecnológico y con la tasa de crecimiento del empleo. Si esto fuese todo, las variables ficticias no deberían resultar significativas cuando las añadimos a ecuaciones como las que acabamos de estimar. Como veremos enseguida, éste no es el caso, aunque las *dummies* tampoco “expulsan” a la mayor parte de las variables explicativas que hemos considerado. Este hecho sugiere que, si bien los factores que identifica la teoría tienen en términos generales el efecto esperado, los modelos de los que disponemos hasta el momento no ofrecen una explicación completamente satisfactoria de los determinantes inmediatos de las diferencias interregionales en niveles de renta y tasas de crecimiento. Nos queda, además, por explicar por qué ciertas regiones acumulan factores más rápidamente que otras.

Como punto de partida, desarrollaremos una extensión del modelo del apartado anterior que nos permitirá introducir las *dummies* regionales en la ecuación dándoles una interpretación razonable. Supondremos, en particular, que la función de producción es de la forma

$$Y_{it} = K_{it}^{\theta k} (R_{it} A_{it} L_{it})^{\theta l} H_{it}^{\theta h}. \quad [29]$$

(31) Si el producto por unidad de eficiencia,  $p$ , y el índice de eficiencia técnica,  $d$ , (ambos en términos relativos) convergen hacia sus respectivos estados estacionarios a una tasa constante tendremos

$$\dot{p} = \lambda (p - \bar{p}) \quad \text{y} \quad \dot{d} = \epsilon (d - \bar{d}).$$

En tal caso, la renta relativa de cada región viene dada por  $y = p + d$  (con  $\bar{y} = \bar{d} + \bar{p}$ ) y tenemos que

$$\dot{y} = \epsilon (d - \bar{d}) + \lambda (p - \bar{p}).$$

Bajo estos supuestos,  $y$  converge hacia su estado estacionario pero, en general, no a una tasa constante. Sin embargo, podemos acotar la tasa de convergencia de  $y$  en términos de  $\epsilon$  y  $\lambda$ . Multiplicando y dividiendo el lado derecho de la última expresión por  $(y - \bar{y}) = (d - \bar{d}) + (p - \bar{p})$  tenemos

$$\dot{y} = \left( \epsilon \frac{d - \bar{d}}{y - \bar{y}} + \lambda \frac{p - \bar{p}}{y - \bar{y}} \right) (y - \bar{y})$$

donde se observa que la tasa de convergencia de  $y$  es una media ponderada de  $\epsilon$  y  $\lambda$ .

El indicador de eficiencia técnica regional tiene ahora dos componentes,  $A_{it}$  y  $R_i$ . Interpretaremos el primero de ellos,  $A_{it}$ , como un índice de “conocimiento técnico transferible” y el segundo,  $R_i$ , como un término que recoge características propias (y no transferibles) de cada región que podrían incidir sobre su productividad (por ejemplo, su situación geográfica, clima, dotación de recursos naturales y otros determinantes de su patrón de ventaja comparativa).

Por lo demás el modelo es el mismo de la sección anterior, con la única diferencia de que  $d_{it}$  refleja ahora la brecha tecnológica “transferible”. Normalizando los términos regionales de forma que la suma de sus logaritmos sea igual a cero

$$\left(\sum_i \ln R_i = \sum_i r_i = 0\right)$$

tenemos

$$d_{it} = \tilde{a}_{it} = a_{it} - a_i = \frac{\tilde{y}_{it} - \theta_k \tilde{k}_{it} - \theta_l \tilde{l}_{it} - \theta_h \tilde{h}_{it} - \theta_u \tilde{u}_{it} - r_i}{\theta_l} \quad [30]$$

Con este cambio, e introduciendo variables ficticias para capturar los efectos fijos regionales  $r_i$ , la ecuación a estimar es ahora de la forma

$$\Delta y_{it} = \theta_l (g + ct) + \theta_k \Delta k_{it} + \theta_l \Delta l_{it} + \theta_h \Delta h_{it} + \theta_u \Delta u_{it} + \theta_l \mu \tilde{h}_{it} - \varepsilon(\tilde{y}_{it} - \theta_k \tilde{k}_{it} - \theta_l \tilde{l}_{it} - \theta_h \tilde{h}_{it} - \theta_u \tilde{u}_{it} - \sum_i \Gamma_i DREG_i) + \omega_{it}. \quad [31]$$

El Cuadro 6 recoge los resultados de la estimación de [31] con y sin las *dummies* regionales tras imponer la hipótesis de rendimientos constantes a escala. (La ecuación [4] es la misma que aparece en el Cuadro 5). Comparando las dos columnas del cuadro, vemos que los coeficientes de la función de producción y de la tasa promedio de progreso técnico son casi idénticos en los dos casos. La introducción de los efectos fijos regionales, sin embargo, tiene efectos muy importantes sobre los valores estimados de  $\varepsilon$  y  $\mu$ .

La velocidad de difusión tecnológica, medida por el primero de estos coeficientes, aumenta de manera dramática hasta un 22% anual. Esto parece indicar que la primera estimación de este parámetro podría sufrir de un sesgo de efectos fijos similar al que hemos discutido en apartados anteriores. En la medida en que parte del diferencial de eficiencia productiva entre comunidades se debe a características propias no transferibles, o contiene errores de medición importantes, la introducción de las *dummies* permite remediar estos problemas, corrigiendo el sesgo y elevando la tasa estimada de convergencia. Si esta segunda estimación es correcta, el proceso de difusión tecnológica entre regiones sería extraordinariamente rápido y podría muy bien generar tasas de convergencia en niveles de renta comparables a las estimadas en el Cuadro 3.

Por otro lado, la pérdida de significatividad del término que recoge el efecto tasa del capital humano (medido por el coeficiente  $\mu$ , que pasa incluso a tener signo negativo) resulta un tanto preocupante. En la medida en que las posiciones relativas de las distintas regiones no han variado demasiado, las variables ficticias podrían estar recogiendo este efecto junto con otros pero, aun así, el cambio de este parámetro sugiere que la variación de los diferenciales de productividad regionales se debe en buena parte a factores no recogidos por el modelo.

Finalmente, la significatividad y el tamaño de los efectos fijos regionales apuntan en la misma dirección. Tras controlar por diferencias en dotaciones de factores y por el componente “transferible” de la tecnología, persisten diferenciales muy apre-

Cuadro 6: RESULTADOS CON EFECTOS FIJOS REGIONALES.

	(4)	(5)
$\theta_k$	0,3518 (6,18)	0,3572 (6,84)
$\theta_l$	[0,6482]	[0,6428]
$\theta_h$	0,1767 (3,28)	0,1823 (3,52)
$\theta_u$	0,0301 (0,23)	0,0460 (0,38)
$g\theta_l$	0,0199 (3,20)	0,0200 (3,47)
$c\theta_l$	-0,00076 (3,26)	-0,00075 (3,42)
$\varepsilon$	0,06765 (3,63)	0,2237 (7,05)
$\mu\theta_l$	0,0201 (2,44)	-0,03279 (1,57)
$R^2$	0,4629	0,5390
error estándar:	0,02153	0,02036
$\tau_i$ :		
Madrid		0,2935 (5,29)
Baleares		0,1541 (5,51)
Cataluña		0,1528 (4,68)
País Vasco		0,1094 (3,31)
Navarra		0,1004 (3,16)
Valencia		[0,0616]
Rioja		0,0579 (2,26)
Aragón		0,0444 (1,78)
Canarias		0,0395 (1,51)
Asturias		-0,0509 (2,07)
Murcia		-0,0667 (2,63)
Andalucía		-0,0754 (2,35)
Cantabria		-0,0758 (2,85)
Castilla-León		-0,0908 (3,56)
Castilla-La Mancha		-0,1337 (3,43)
Extremadura		-0,2483 (5,79)
Galicia		-0,272 (5,97)

Nota: los coeficientes que aparecen entre corchetes se imponen en vez de estimarse. En ambos casos se impone el supuesto de rendimientos constantes a escala. En la segunda ecuación se impone que la suma de los efectos fijos regionales ha de ser igual a uno. El coeficiente de una de las regiones (Valencia) es igual a menos uno por la suma de los coeficientes del resto de ellas.

ciables de productividad entre unas regiones y otras que el modelo captura pero no explica. Resulta interesante observar, además, que los efectos regionales son muy similares a los recogidos en el Cuadro 3, tanto en términos de su ordenación como de su magnitud. Por lo tanto, la introducción explícita de las tasas de acumulación de factores junto con un proceso de difusión tecnológica, aunque aumenta el poder explicativo

de la regresión e indica que estos factores tienen el efecto esperado, no reduce sustancialmente la magnitud de los diferenciales regionales no explicados de renta a largo plazo.

Partiendo de los resultados del ejercicio precedente, junto con otros existentes en la literatura, quisiera concluir esta sección con algunas reflexiones sobre el estado actual de nuestro conocimiento de los determinantes del nivel de renta y la tasa de crecimiento a nivel de países y regiones. El análisis de este problema se puede plantear al menos a dos niveles. En una primera aproximación lo que nos interesa es identificar los determinantes inmediatos del crecimiento y cuantificar la contribución de cada uno de ellos. En un segundo nivel de análisis, más ambicioso, se trataría de identificar las fuentes últimas o determinantes fundamentales del crecimiento.

La teoría del crecimiento y el sentido común –no necesariamente en este orden– permiten esbozar una respuesta bastante general a ambas preguntas. Los determinantes inmediatos de la tasa de crecimiento de una economía serían sus tasas de inversión en capital físico, humano y tecnológico, y los determinantes últimos de esta tasa incluirían todas las variables susceptibles de influir sobre el ritmo de acumulación de tales factores –bien directamente, bien a través de las decisiones privadas de ahorro e inversión–. En este último capítulo habríamos de incluir, por tanto, un buen número de variables tales como distintos parámetros de política económica y factores de carácter institucional, político y social.

Lo que es considerablemente más difícil es pasar de generalidades de este tipo a respuestas más concretas. En términos del primero de los niveles de análisis que hemos señalado, el problema se podría reducir esencialmente a la estimación de los parámetros de una función de producción y otra de progreso técnico. En este sentido, los resultados del ejercicio precedente resultan alentadores por cuanto ofrece estimaciones relativamente precisas y bastante razonables en términos del tamaño de los coeficientes de interés. Además, la robustez de la mayoría de los coeficientes a la inclusión de variables ficticias que podrían recoger el impacto de factores omitidos podría interpretarse como un signo de la validez del modelo del que partimos –al menos como marco para una primera aproximación empírica a los determinantes de la renta regional–. Sin embargo, la significatividad e importancia de los efectos fijos regionales sugiere también que nos hemos dejado cosas importantes fuera del modelo. Además, hay que resaltar que, si tomamos la literatura sobre el tema en su conjunto, el grado de incertidumbre sobre los valores de los parámetros relevantes es muy considerable. Las estimaciones existentes varían muy significativamente de unos estudios a otros y los resultados parecen ser muy sensibles a la elección de la muestra, a la especificación econométrica utilizada, e incluso a la lista de variables explicativas incluidas en la ecuación<sup>32</sup>. Con todo esto en mente, quizás la única conclusión válida en el estado actual de la literatura sea que, aunque estamos razonablemente seguros de haber identificado los “motores” fundamentales del crecimiento, existe bastante incertidumbre sobre la magnitud de la contribución de cada uno de ellos y la sospecha, bastante fundada, de que se nos escapan cosas importantes.

(32) Levine y Renelt (1992) y Andrés *et al.* (1995, 1996) alertan sobre estos problemas y muestran, entre otras cosas, que la significatividad de los indicadores de capital humano en ecuaciones de convergencia no es siempre robusta a la inclusión de otras variables. Andrés *et al.* observan también que los coeficientes tecnológicos del modelo neoclásico tradicional son inestables entre períodos y varían significativamente cuando se utilizan distintas muestras.

Nuestra ignorancia sobre el tema es aún mayor si planteamos la cuestión en términos de los determinantes últimos del crecimiento —es decir, si no nos conformamos con la conclusión de que algunas regiones crecen más que otras porque invierten más y/o tienen más cosas que copiar—. En la cuestión de los “fundamentos,” la imprecisión de las estimaciones existentes es aún mayor y ni siquiera estamos seguros de qué factores pueden ser los más relevantes. El problema, además, es particularmente grave en el caso que nos ocupa hoy, ya que la mayor parte de nuestros aspirantes a “fundamentos” no varían significativamente entre las regiones de un mismo país y, por tanto, no pueden explicar las diferencias observadas entre ellas.

Con todo, existen algunos trabajos sobre el tema que ofrecen resultados preliminares de interés. Entre los factores que identifican como potencialmente importantes a nivel regional destacan la composición sectorial del empleo, la localización geográfica y los flujos migratorios<sup>33</sup>. En el apartado siguiente ofrecemos un análisis preliminar del papel de la estructura sectorial en la convergencia regional. Como veremos, una parte de lo que a nivel agregado aparece como convergencia en niveles de eficiencia productiva podría reflejar simplemente la reasignación de recursos entre sectores. Esta conclusión, junto con la necesidad de explicar las “especificidades regionales” identificadas en el apartado precedente, sugiere la conveniencia de un análisis más desagregado del comportamiento de las economías regionales.

### *3.5. El papel de la estructura sectorial*

Una variable que suele resultar significativa en regresiones de convergencia a nivel regional es (algún indicador de) la composición sectorial del producto o del empleo. Una posible interpretación de este resultado es que la inclusión de tales variables sirve para controlar por perturbaciones de carácter sectorial. Sin embargo, pienso que aquí podría haber bastante más. En primer lugar, la reasignación de recursos entre sectores —y en particular, el descenso del peso de la agricultura en las regiones más pobres— podría ser una fuente importante de convergencia. En la primera parte de esta sección ofreceré alguna evidencia de que esto es cierto. En segundo lugar, observaré que existen diferencias importantes en el comportamiento de los distintos sectores. Esto sugiere que trabajar con datos desagregados podría ser una buena estrategia para intentar entender mejor cómo operan los mecanismos de convergencia y posiblemente también para analizar los determinantes de la renta regional a medio y largo plazo.

#### *3.5.1. Estructura sectorial y convergencia*

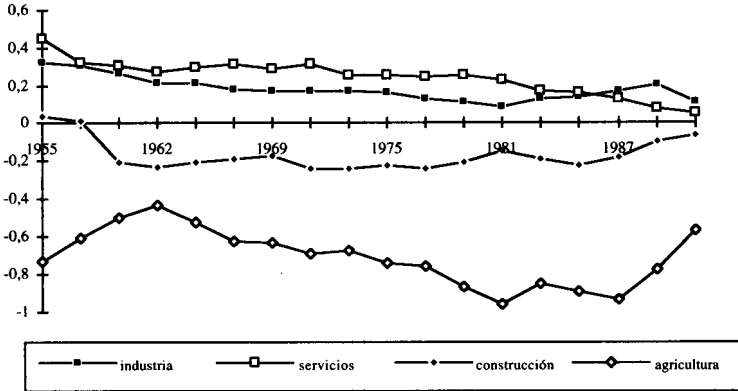
Es bien conocido en la literatura de economía regional que la desigualdad de renta o productividad entre regiones tiene un importante componente sectorial. En la medida en que las productividades medias varían significativamente de un sector a otro, las diferencias en la estructura sectorial del empleo pueden generar disparidades de renta entre regiones. El Gráfico 7 sugiere que este efecto podría ser importante puesto que las diferencias de productividad entre sectores son marcadas y persistentes, sobre todo en el caso de la agricultura.

Desde una perspectiva dinámica, la homogeneización de las estructuras productivas podría explicar una parte considerable de la reducción observada de la desigualdad regional en España. Los Gráficos 7 y 8 sugieren, en particular, que la progresiva

---

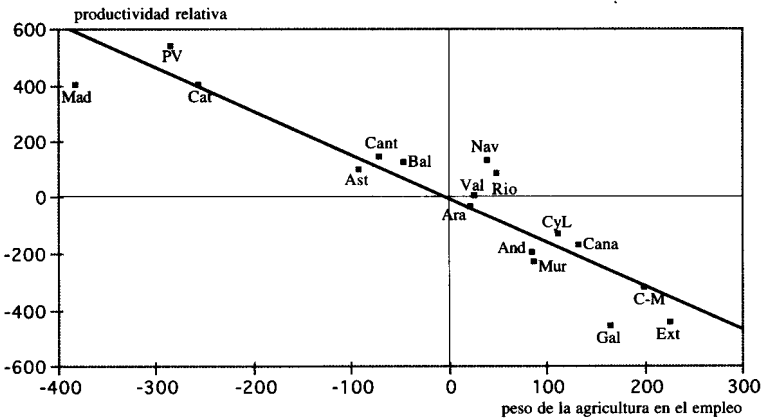
(33) En el caso español véanse por ejemplo Dolado y otros (1994), Mas y otros (1994) y Raymond y García (1996).

Gráfico 7: EVOLUCIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD RELATIVA SECTORIAL.



Nota: Logaritmo del producto por empleo sectorial (para cada sector tomamos el promedio de todas las regiones), expresado en desviaciones sobre la media muestral del logaritmo del producto regional por empleo en el mismo año.

Gráfico 8: PRODUCTIVIDAD REGIONAL VS. PESO DE LA AGRICULTURA EN EL EMPLEO, 1955.



Nota: Tanto el peso de la agricultura en el empleo total (shareagric) como la productividad (medida por el logaritmo del producto regional por empleo, qrel) se expresan en desviaciones sobre el promedio interregional. La regresión ajustada es de la forma:

$$qrel = -1,553 \text{ shareagric} \quad t = 9,77 \quad R^2 = 0,864.$$

Si repetimos el ejercicio con datos de 1991, el coeficiente de pendiente es muy similar y el ajuste es aún mejor ( $R^2 = 0,932$ ). Sin embargo, el peso del sector agrícola es ahora mucho menor en todas las regiones. La reducción es mucho más marcada en las regiones en las que el peso inicial del sector era muy elevado.

pérdida de peso del sector agrícola podría haber jugado un papel crucial en este proceso. Al comienzo del período considerado, la agricultura absorbía una fracción importante del empleo, sobre todo en las regiones más pobres. Aunque la correlación negativa entre el peso del sector agrícola y la productividad media regional no ha variado, el transvase de mano de obra desde la agricultura hacia sectores con productividades más elevadas ha sido mucho más intenso en las regiones más pobres, contribuyendo por tanto a acercar sus niveles de renta al promedio nacional.

Para cuantificar la contribución de este proceso a la convergencia, tomaré prestada una idea de Marimón y Zilibotti (1995) y construiré lo que ellos llaman una *economía virtual*. Aunque esto suena terriblemente sofisticado, la idea es muy sencilla. Se trata simplemente de calcular cuál habría sido la evolución del producto relativo por trabajador en cada una de las regiones españolas bajo distintos supuestos hipotéticos sobre la composición sectorial del empleo y el comportamiento de las productividades sectoriales en cada región. Hecho esto, aplicaré el aparato habitual de ecuaciones de convergencia y sendas temporales de  $\sigma$  a estas economías ficticias y compararé los resultados con los correspondientes a la trayectoria observada de las rentas regionales con el fin de aislar la contribución del cambio en la estructura sectorial a la convergencia regional.

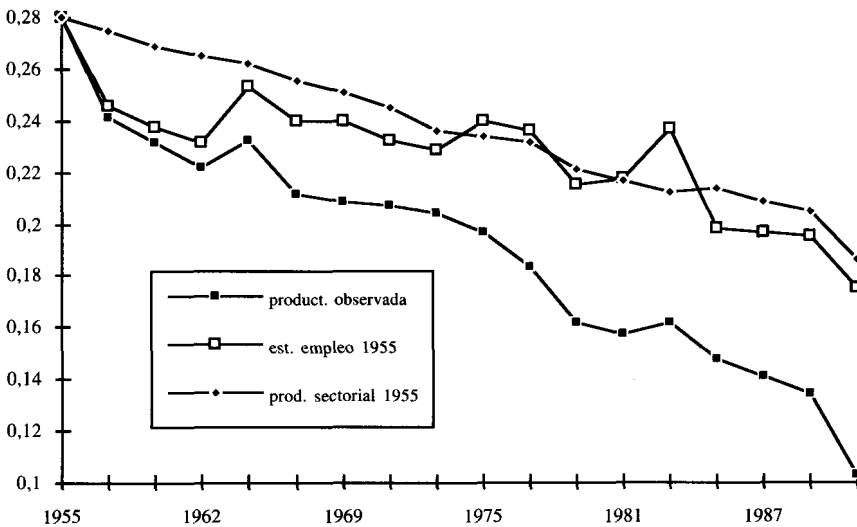
Para ello, construiré dos economías virtuales. En la primera de ellas respetaré la senda observada de las productividades medias de los distintos sectores (agricultura, industria, servicios y construcción) en cada comunidad pero supondré que la estructura sectorial del empleo dentro de cada región no ha variado desde 1955. Por construcción, la convergencia que observemos en esta economía artificial se deberá tan solo a la convergencia de productividades –tanto entre sectores como entre regiones dentro del mismo sector–. La segunda economía virtual se construye bajo el supuesto contrario: respetaremos los pesos observados de cada sector en el empleo regional pero supondremos que las productividades medias sectoriales se mantienen constantes en cada región a sus valores iniciales. Por tanto, la convergencia en rentas se deberá ahora exclusivamente a la homogeneización de las estructuras sectoriales de las distintas Comunidades autónomas. Aunque la convergencia observada en la realidad no es, en un sentido estricto, la suma de las convergencias que observaríamos en cada una de estas economías hipotéticas, el ejercicio sí nos dará una idea de la importancia relativa de las dos fuentes de convergencia que hemos identificado.

**Cuadro 7: CONVERGENCIA EN PRODUCTIVIDAD, PATRÓN OBSERVADO Y DOS ESCENARIOS HIPOTÉTICOS**

	cv. del log del producto por empleo			ec. de convergencia incondicional		
	1955	1991	% $\Delta$	$\beta$	(t)	R <sup>2</sup>
valores observados de las variables	0,2798	0,1027	-63,31%	0,0186	(16,2)	0,946
dos escenarios hipotéticos:						
estruct. sectorial del empleo de 1955	0,2798	0,1749	-37,49%	0,0119	(6,58)	0,743
productividades sectoriales de 1955	0,2798	0,1861	-33,50%	0,0111	(5,38)	0,659

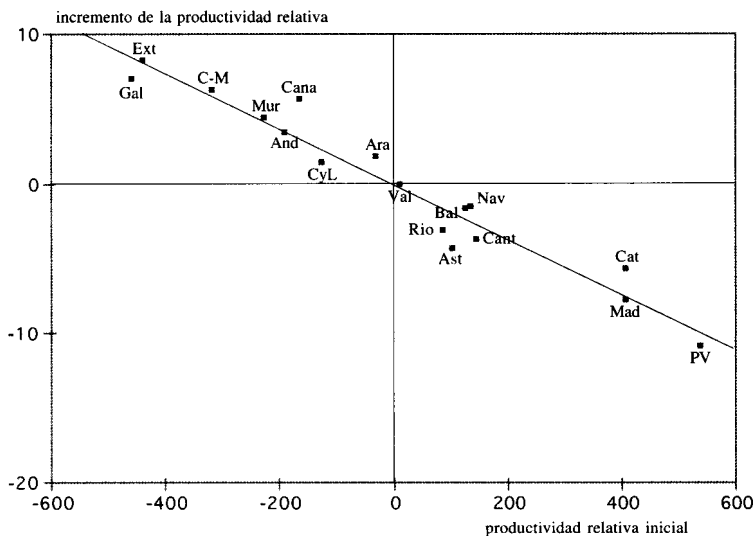
El Cuadro 7 resume los resultados. Las tres primeras columnas muestran la desviación estándar inicial y final de la productividad relativa regional en cada uno de los escenarios (el observado y los dos hipotéticos) y el cambio porcentual en este índice de dispersión. Las tres últimas recogen los resultados de sendas ecuaciones de convergencia incondicional en productividades relativas. Los Gráficos 9 y 10 muestran en mayor detalle los patrones de convergencia sigma y beta en cada uno de los escenarios. Los resultados sugieren que tanto la evolución de la estructura sectorial como el comportamiento de la productividad han contribuido de forma importante a la convergencia regional. En primer lugar, observamos que cada uno de estos factores por separado es capaz de inducir un nivel significativo de convergencia en productividades medias regionales. Los dos coeficientes hipotéticos de convergencia  $\beta$  resultan significativamente distintos de cero y la dispersión de la renta regional se reduce en más de un tercio en cada una de las economías virtuales. En segundo lugar, los dos efectos son aproximadamente de la misma magnitud, tanto en términos del valor estimado de  $\beta$  como de la reducción de  $\sigma$  que induce cada uno de ellos por separado. Podemos concluir, por tanto, que aproximadamente la mitad de la convergencia observada se debe a factores sectoriales.

Gráfico 9: CONVERGENCIA  $\sigma$  EN PRODUCTO POR EMPLEO, 1955-1991 PATRÓN OBSERVADO Y DOS ESCENARIOS HIPOTÉTICOS.

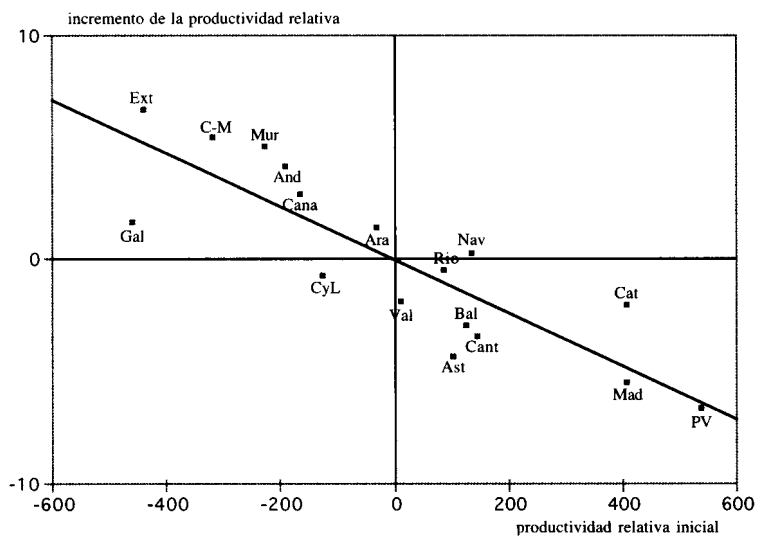


La Figura muestra la desviación estándar de la productividad relativa en cada escenario.

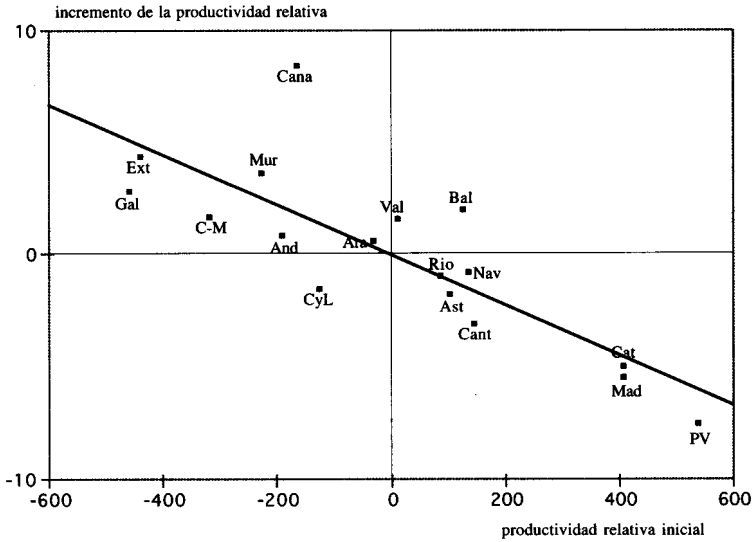
**Gráfico 10: CONVERGENCIA  $\beta$  EN PRODUCTIVIDAD, 1955-1991.**  
**A. MAGNITUDES OBSERVADAS.**



**Gráfico 10: CONVERGENCIA  $\beta$  EN PRODUCTIVIDAD, 1955-1991.**  
**B. PESOS SECTORIALES EN EL EMPLEO CONSTANTES (VALORES DE 1955).**



**Gráfico 10: CONVERGENCIA  $\beta$  EN PRODUCTIVIDAD, 1955-1991.**  
**C. PRODUCTIVIDADES SECTORIALES CONSTANTES (VALORES DE 1955).**



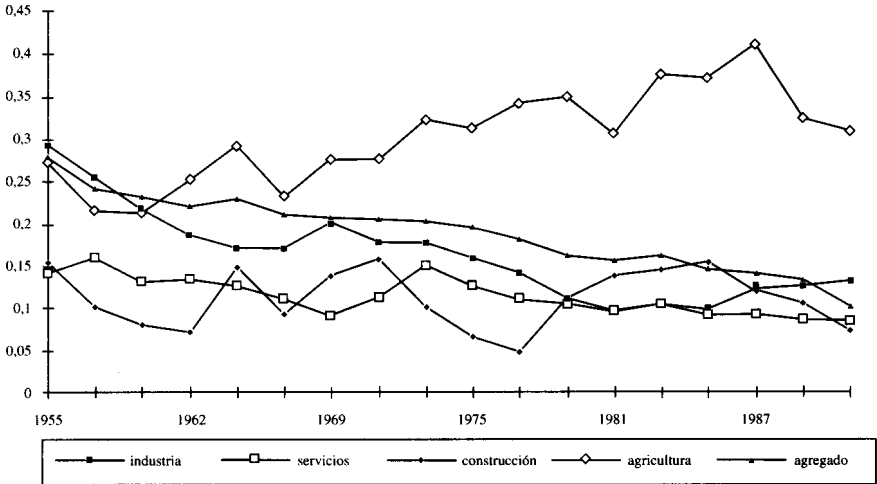
Notas: La variable de renta es la productividad relativa, definida como el producto real por empleo, expresado en diferencias con la media interregional de la misma variable ( $lq$ ) en cada periodo. La variable dependiente es la tasa de crecimiento de la productividad relativa sobre el periodo  $(lq_{1991} - lq_{1955})/36$ , y la independiente es la productividad relativa inicial,  $lq_{1955}$ . En cada panel se muestra la recta ajustada de regresión bajo cada escenario.

### 3.5.2. Patrones de convergencia sectorial

Una de las “lecciones” del ejercicio anterior es que los agregados esconden muchas cosas. Cuando desagregamos surgen a menudo preguntas interesantes que sugieren nuevas líneas de investigación. Si podemos responder estas preguntas, al menos parcialmente, obtendremos una mejor comprensión de los mecanismos que gobiernan la evolución de la distribución regional de la renta y, por tanto, una mayor capacidad de influir sobre ellos.

Una de las preguntas obvias que se plantean a raíz de los resultados precedentes es ¿qué determina la evolución de la estructura sectorial del empleo? Puesto que no puedo responderla, cerraré esta sección planteando una segunda pregunta –¿por qué difieren los patrones de convergencia de los distintos sectores?– y animando al lector a que intente contribuir a su respuesta.

Gráfico 11: CONVERGENCIA  $\sigma$  EN PRODUCTIVIDADES SECTORIALES, 1955-1991.



Para ello, repetiré dos ejercicios ya familiares con datos desagregados por sectores, imitando una vez más lo que han hecho algunos de mis compañeros<sup>34</sup>. El objetivo es simplemente el de constatar la existencia de diferencias significativas en el comportamiento de los distintos sectores. El Gráfico 11 muestra el patrón de convergencia sigma a nivel agregado y sectorial. Mientras que la dispersión regional de la productividad agrícola aumenta con el tiempo, el valor de  $\sigma$  en la construcción y los servicios muestra marcadas oscilaciones sin una tendencia clara. Tan sólo el sector industrial muestra un descenso continuado de la dispersión regional de la productividad durante la mayor parte del período. El Cuadro 8 revela un patrón de convergencia beta algo más uniforme. La tasa de convergencia es siempre positiva pero oscila, en la especificación con *dummies* regionales, entre el 8,9% anual en el sector servicios y el 25,39% en la construcción. En términos del modelo “estructural” que hemos venido utilizando, las grandes diferencias observadas entre las tasas de convergencia de los distintos sectores sugieren que las funciones de producción sectoriales son muy distintas entre sí. Esto es seguramente cierto, pero es probable que los coeficientes estimados estén recogiendo también diferencias que provienen de la operación desigual entre sectores de otros mecanismos de convergencia, tales como la difusión tecnológica.

(34) Véase Raymond y García (1994) y García-Milà y Marimón (1995). Barro y Sala (1991) efectúan regresiones de convergencia por sectores con datos americanos. Aunque encuentran diferencias en tasas de convergencia, éstas son menores que en el caso español y los autores prefieren destacar la “estabilidad” del patrón general de convergencia en vez de preguntarse sobre el origen de las peculiaridades sectoriales.

Cuadro 8: CONVERGENCIA  $\beta$  EN PRODUCTO POR EMPLEO

regresión no condicionada	agr. regional		industria		servicios		construcción		agricultura	
	coef	(t)	coef	(t)	coef	(t)	coef	(t)	coef	(t)
$\beta$	0,0347	(5,29)	0,0825	(6,43)	0,0428	(4,06)	0,1952	(7,71)	0,0586	(3,86)
$y^*$ sectorial	0,0000		0,1171	(4,05)	-0,0191	(0,26)	-0,1792	(11,1)	-0,6325	(7,12)
R <sup>2</sup>	0,1128		0,1373		0,0569		0,2182		0,0527	
s.e. regresión	0,0190		0,0364		0,0245		0,0478		0,0830	
regresión condicionada										
$\beta$	0,1252	(6,04)	0,1313	(7,38)	0,0892	(5,28)	0,2539	(8,22)	0,1800	(6,70)
Andalucía	-0,0930	(2,39)	-0,0248	(0,36)	-0,0748	(1,02)	-0,0355	(0,67)	0,0108	(0,09)
Aragón	0,0486	(1,25)	0,0507	(0,72)	0,0124	(0,17)	0,0509	(0,97)	0,1355	(1,14)
Asturias	-0,0081	(0,21)	0,2332	(3,34)	-0,0217	(0,28)	-0,1191	(2,26)	-0,6179	(5,16)
Baleares	0,0958	(2,46)	-0,2052	(2,90)	0,0916	(1,20)	0,0320	(0,61)	-0,0756	(0,64)
Canarias	0,0263	(0,66)	0,0622	(0,89)	-0,0182	(0,24)	0,0553	(1,05)	-0,0533	(0,45)
Cantabria	0,0208	(0,53)	0,1046	(1,47)	0,0653	(0,90)	-0,0449	(0,85)	-0,2107	(1,77)
Cataluña	0,1844	(4,60)	0,0484	(0,69)	0,1240	(1,64)	0,0269	(0,51)	0,2350	(1,98)
Cast. la Mancha	-0,1243	(3,12)	-0,0761	(1,09)	-0,1382	(1,91)	-0,0579	(1,10)	0,1470	(1,23)
Castilla y León	-0,0960	(2,46)	0,0981	(1,41)	-0,0867	(1,19)	-0,0295	(0,56)	-0,0729	(0,61)
Extremadura	-0,2490	(6,18)	0,0430	(0,58)	-0,2120	(2,81)	-0,0987	(1,88)	-0,1678	(1,41)
Galicia	-0,3396	(8,49)	-0,0067	(0,10)	-0,0945	(1,30)	-0,1132	(2,15)	-0,6535	(5,49)
Madrid	0,2617	(6,64)	0,0936	(1,34)	0,1705	(2,27)	0,0504	(0,96)	0,0355	(0,30)
Murcia	-0,0532	(1,36)	-0,0972	(1,38)	-0,0783	(1,04)	0,0632	(1,20)	0,0714	(0,60)
Navarra	0,0909	(2,34)	-0,0439	(0,62)	0,0561	(0,78)	0,0485	(0,92)	0,4167	(3,50)
País Vasco	0,2022	(4,89)	0,1326	(1,86)	0,1032	(1,37)	0,0151	(0,29)	0,3195	(2,69)
Rioja	-0,0002	(0,01)	-0,2590	(3,56)	0,0580	(0,80)	0,0810	(1,54)	0,4168	(3,50)
Valencia	0,0327	(0,84)	-0,1536	(2,17)	0,0433	(0,58)	0,0754	(1,43)	0,0633	(0,53)
R <sup>2</sup>	0,1975		0,2468		0,1100		0,2749		0,1800	
s.e. regresión	0,0186		0,0350		0,0245		0,0474		0,0795	
promedio $y_i^*$	0,0000		0,1407		0,1191		-0,1784		-0,6904	
desv. est. $y_i^*$	0,1493		0,1243		0,0998		0,0655		0,2921	

Nota: Variables en logaritmos expresadas en diferencias con el promedio interregional del producto agregado por empleo (también para los sectores) en el mismo período. La única excepción son los estados estacionarios sectoriales (los coeficientes de las regiones en las ecuaciones por sectores), que se expresan en diferencias con el promedio interregional dentro de cada sector. El estadístico t asociado a estos coeficientes es el correspondiente a la hipótesis nula de que, en términos del sector considerado, la región no es diferente del promedio.

Las dos preguntas que he planteado en esta sección sugieren que, aunque posiblemente un modelo agregado sea el adecuado para una primera aproximación al problema, un análisis en profundidad de la evolución de la renta regional requerirá una mayor atención a los factores sectoriales. Como marco para este tipo de análisis resultará necesario desarrollar modelos “más completos,” que analicen de forma conjunta la evolución de la productividad y la estructura sectorial. Este marco permitiría un análisis más detallado y “microeconómico” de los distintos mecanismos de convergencia y de los determinantes de la renta regional a largo plazo. También resultaría posible introducir explícitamente consideraciones de ventaja comparativa regional, basada en dotaciones de factores fijos o en la experiencia acumulada en distintos sectores productivos, así como investigar la posible importancia de distintos tipos de ex-

ternalidades intra o inter-sectoriales.<sup>35</sup> Las implicaciones de política, finalmente, podrían ser importantes. Si la estructura sectorial es importante y la ventaja comparativa en sectores de alto valor añadido es algo que se puede adquirir con la práctica, por ejemplo, una política industrial intervencionista y selectiva podría estar justificada, al menos desde el punto de vista de cada una de las regiones, ya que la composición sectorial de la inversión podría ser tan importante como su volumen total.

### 3.6. ¿Puede funcionar la política regional?

Algunos defensores de las políticas de desarrollo regional han sostenido que, en la ausencia de una intervención activa del sector público, la desigualdad regional tendería a aumentar con el tiempo hasta un nivel inaceptablemente alto<sup>36</sup>. En conjunto, la evidencia que hemos repasado en secciones anteriores no confirma estos temores. Al menos durante el período posterior a la segunda guerra mundial, se registra una clara reducción de la dispersión de las rentas per cápita regionales en los países industrializados. Sin embargo, este hecho en sí mismo no constituye evidencia concluyente en contra de la necesidad de las políticas de *cohesión* territorial. Una razón es que una parte de la reducción observada de las disparidades regionales podría ser resultado de la intervención pública. Por otro lado, el nivel de desigualdad parece haberse estabilizado en los últimos quince o veinte años en torno a valores que, en muchos países, resultan aún excesivamente elevados por razones políticas y de equidad. Si, como sugieren algunos de los resultados que hemos comentado, la interrupción del proceso de convergencia es de carácter permanente, no podríamos confiar en el libre mercado para alcanzar un mayor grado de igualdad, ni siquiera a largo plazo.

Aunque el objetivo de una mayor igualdad regional suscita un amplio consenso, existe considerable desacuerdo sobre las perspectivas de alcanzarlo a través de la intervención pública. Como hemos visto en una sección anterior, algunos autores se muestran pesimistas sobre la capacidad de los gobiernos para acelerar el ritmo de convergencia apoyándose en la aparente estabilidad entre muestras del coeficiente de convergencia<sup>37</sup>. Esta conclusión, basada sobre todo en evidencia circunstancial, parece un tanto precipitada. Ciertamente, los gobiernos pueden influir sobre el ritmo de acumulación regional de distintos factores –sobre todo capital humano e infraestructuras–. En la medida en que estos factores inciden sobre la productividad y la localización de los factores móviles privados, existe la posibilidad de utilizar políticas de oferta para reducir la dispersión de la renta regional. Desde esta perspectiva, la estabilidad del coeficiente de convergencia en distintas muestras podría indicar que el esfuerzo redistributivo ha sido demasiado pequeño para tener un impacto detectable sobre la desigualdad regional, o que las medidas adoptadas en el pasado no han estado bien formuladas, pero no implica que la política regional sea necesariamente inefectiva.

Un artículo reciente de de la Fuente y Vives (1995) examina la cuestión de la efectividad potencial de algunos de los instrumentos tradicionales de la política regio-

---

(35) Algunas de estas cuestiones comienzan ya a atraer la atención de los investigadores. Véase por ejemplo García-Milà y McGuire (1992 y 1993), Carlino y Voith (1992), Marimón y Zilibotti (1995) y Goicolea, Herce y Lucio (1995).

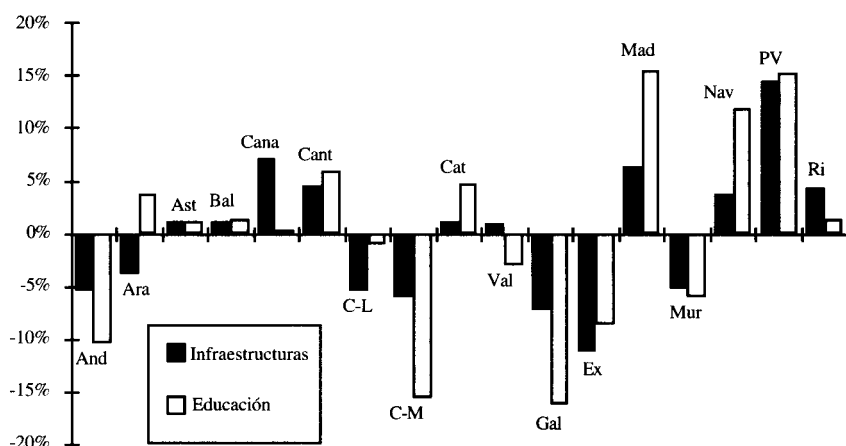
(36) Véase por ejemplo Myrdal (1956) y Kaldor (1970).

(37) Véase Barro y Sala (1991) y especialmente Sala (1994).

nal utilizando un enfoque más directo que el adoptado en los trabajos que hemos comentado hasta el momento. Los autores parten de un sencillo modelo de determinación de la renta regional construido en torno a una función de producción agregada que incluye el capital humano y las infraestructuras como argumentos. El modelo se estima con datos regionales españoles para la década de los ochenta y se utiliza, entre otras cosas, para cuantificar la contribución de las diferencias en dotaciones de capital público y humano a la dispersión de las rentas per cápita regionales, obteniendo así una estimación indirecta del impacto potencial de las políticas de oferta sobre la desigualdad regional.

Para calcular la contribución de la educación y las infraestructuras a la renta regional, se toma como referencia una región ficticia dotada con los *stocks* medios de distintos factores productivos y, por consiguiente, con el nivel promedio de renta. Utilizando la forma reducida del modelo estimado, la diferencia porcentual entre la renta per cápita de cada región y la correspondiente a la región artificial de referencia puede expresarse como una suma ponderada de las desviaciones porcentuales sobre la media de las dotaciones de los distintos factores productivos y otras variables exógenas recogidas por el modelo. El Gráfico 12 resume los resultados. Para cada Comunidad autónoma se muestra el nivel relativo de renta (en desviaciones porcentuales sobre la media muestral) que resultaría de la eliminación de todas las diferencias entre regiones excepto la dotación del factor considerado.

Gráfico 12: CONTRIBUCIÓN DE LA EDUCACIÓN Y LAS INFRAESTRUCTURAS A LA RENTA PER CÁPITA.



Nota: Contribución de las dotaciones de capital público y humano a la renta per cápita regional (medida por la desviación porcentual sobre la media interregional que induciría cada factor por sí mismo).

El gráfico indica que la contribución de los *inputs* públicos a la renta regional es importante<sup>38</sup>. Si esto es cierto, la igualación de las dotaciones de factores productivos resultaría en una reducción significativa de las disparidades existentes entre regiones. El Cuadro 9 cuantifica el impacto potencial de tales medidas. La primera fila muestra el coeficiente observado de variación (del logaritmo) de cada variable en 1990. Las otras filas muestran el valor estimado del mismo índice de dispersión tras eliminar las diferencias interregionales en dotaciones de capital público y humano (por separado para cada variable, y para las dos de forma conjunta). Así, por ejemplo, el coeficiente de variación de la renta per cápita en 1990 era de 19,5 (=100). Tras eliminar el efecto de las diferencias entre regiones en niveles educativos o dotaciones efectivas de infraestructura, por separado para cada variable, el valor estimado del índice de dispersión se reduce a 14,46 (=74,19) o 15,76 (=80,86), respectivamente, y a tan solo 13,08 (=67,11) cuando las dotaciones de ambos factores se igualan simultáneamente. De acuerdo con estos cálculos, la eliminación de las diferencias regionales en los factores considerados reduciría la desigualdad regional aproximadamente en un tercio, siendo la contribución del capital humano ligeramente mayor que la de las infraestructuras.

Aunque el impacto potencial de las políticas de oferta parece ser considerable, su efecto real sobre la desigualdad regional dependerá del volumen total de recursos dedicados a ellas y del grado en el que tales recursos se distribuyan entre regiones en relación inversa con su renta per cápita. En el caso de España, la evolución de los niveles medios de educación ha contribuido de forma apreciable a la convergencia regional en niveles de renta durante la década de los ochenta. Sin embargo, la contri-

Cuadro 9: CONTRIBUCIÓN DEL CAPITAL PÚBLICO Y HUMANO A LA DESIGUALDAD REGIONAL, 1990

	producto por ocupado		renta per cápita	
	coef. de var.	index	coef. de var.	index
valor observado	15.76	100.00	19.49	100.00
corregido por:				
capital humano	12.02	76.27	14.46	74.19
capital público	11.51	73.03	15.76	80.86
ambos factores	9.14	57.99	13.08	67.11

Nota: Todas las variables en logaritmos. La tasa de empleo es el empleo total dividido por la población en edad de trabajar (15-65).

(38) Es importante destacar que los resultados que resume el Gráfico 12 han de interpretarse como estimaciones a medio o largo plazo. Debido a la falta de datos sobre *stocks* de capital privado en el momento en el que se realizó el trabajo, el modelo estimado incorpora el supuesto de que este factor es perfectamente móvil y se distribuye de tal forma que el producto marginal del capital es el mismo en todas las regiones. Por tanto, se atribuye al capital público y humano su efecto indirecto sobre la renta y el empleo a través de su impacto sobre la distribución regional del *stock* de capital privado.

bución neta de la inversión pública en infraestructuras a la reducción de las disparidades ha sido muy pequeña, lo que sugiere que la asignación de los recursos disponibles se ha realizado en parte siguiendo criterios no redistributivos.

Pese a que las conclusiones de de la Fuente y Vives (1995) resultan alentadoras desde la perspectiva de la factibilidad de la política de desarrollo regional, el debate dista mucho de estar cerrado. En general, la evidencia disponible sobre el impacto de las infraestructuras incluye resultados contradictorios y demasiado sensibles a la muestra y la especificación econométrica utilizada como para permitir alcanzar conclusiones definitivas<sup>39</sup>. En el caso concreto de España, además, un trabajo reciente de García Milà y Marimón (1995) sugiere que el efecto positivo de la inversión pública sobre las regiones más pobres parece deberse casi exclusivamente a su impacto directo sobre el sector público y la construcción, no apreciándose un efecto significativo sobre la productividad del sector privado. Aunque la metodología que se emplea en este trabajo presenta bastantes problemas<sup>40</sup>, la tesis que defienden los autores no parece ni mucho menos descabellada. Quizás la única conclusión sensata por el momento es que el tema merece un análisis más cuidadoso antes de lanzar las campanas al vuelo –en uno u otro sentido–.

#### 4. CONCLUSIONES

Cuando un neoclásico quiere llamar a otro *tonto* de una manera particularmente desagradable, le dice que lo que ha hecho es *trivial*. Me temo que algunas de las cosas que he cubierto en este artículo podrán parecerle triviales a más de un lector, y otras una “comedura de coco”. Seguramente la conclusión de que la estructura sectorial es importante no cogerá a casi nadie por sorpresa. Y puesto que la función de producción agregada no existe, me dirán algunos, a nadie debería importarle demasiado si presenta rendimientos crecientes o no.

Anticipándome a estas y otras posibles objeciones, quisiera acabar este trabajo intentando convencer a un segmento de mis lectores que supongo bastante escéptico

(39) Véase de la Fuente (1996). En el caso español, diversos trabajos de Mas y otros (1993, 1995) analizan el impacto de la inversión en infraestructuras sobre la productividad con resultados generalmente positivos.

(40) Estos autores no utilizan un modelo estructural sino una extensión del análisis *shift-share*. En concreto, se utiliza una regresión sobre variables ficticias sectoriales, regionales y temporales para descomponer la tasa de crecimiento del producto y del empleo de los distintos sectores de cada región en una serie de términos. El componente regional de la tasa de crecimiento se calcula sustrayendo de la tasa observada un componente sectorial uniforme entre regiones en cada período (y posiblemente el término de error de la regresión, no está claro en el trabajo). Por tanto, el componente regional varía en los distintos sectores dentro de cada región, lo que permite analizar si el comportamiento de esta variable es distinto en el llamado sector privado (servicios privados e industria) que en el sector semipúblico (sector público más energía y construcción) o en la agricultura. El efecto regional correspondiente al “sector privado” se compara con un indicador de la intensidad de la inversión pública en cada región, encontrándose que la correlación entre las dos variables no es significativa (tan sólo en el caso de Murcia se observa a la vez una elevada inversión pública y un efecto regional positivo en el sector privado). Aunque los autores desarrollan una interesante técnica descriptiva y sus resultados son sugerentes, sus conclusiones sobre la falta de impacto de la inversión pública se basan en una inferencia indirecta y un tanto arriesgada. Por construcción, el efecto regional recogería no sólo el posible impacto de la inversión pública, sino todos los factores que inciden sobre la renta y el empleo con la única excepción de la estructura sectorial.

sobre el tema de que la literatura que he repasado hoy tiene un cierto interés. En primer lugar, pienso que algunas de las técnicas propuestas para el análisis de la convergencia regional resultan de gran valor como herramientas descriptivas. Como mínimo, algunos de los trabajos que hemos repasado ofrecen una descripción interesante de la evolución de la renta regional y su distribución en distintos países. Creo además que estaremos todos de acuerdo en que es bueno que, por la razón que sea, un segmento importante de la profesión haya empezado a interesarse por problemas regionales.

En segundo lugar, quisiera romper una lanza en favor de la teoría. Si queremos ir más allá de la mera descripción de qué ha pasado y nos gustaría poder decir algo sobre qué pasará en el futuro o qué podría pasar si hacemos determinadas cosas, la teoría resulta imprescindible. Uno de nuestros más grandes hechiceros escribió una vez que la principal tarea del economista consiste en construir economías de juguete que reproduzcan lo mejor posible el comportamiento de la economía de verdad y nos sirvan de laboratorio para explorar los efectos de distintas políticas antes de arriesgarlos a probarlas (Lucas 1985). Confieso que la primera vez que leí esto me pareció una tontería, pero cada vez estoy más de acuerdo. Puesto que sería desastroso que la macroeconomía se convirtiera en una "ciencia" experimental<sup>41</sup>, lo más parecido a un laboratorio a lo que podemos aspirar son las economías de juguete de las que habla Lucas, es decir, modelos matemáticos lo suficientemente bien especificados como para permitirnos realizar simulaciones del impacto de distintas políticas y otros posibles *shocks*. En la medida en que decisiones importantes se toman a menudo sobre la base de tales ejercicios (formales o informales, basados en modelos explícitos o en los que se construyen los políticos a partir de algún lejano curso de economía), la construcción de juguetes teóricos es una actividad con enormes implicaciones prácticas y es deseable que se realice con el mayor rigor posible.

Lo que he intentado hacer en este trabajo es contar la historia de cómo se está construyendo una de estas economías de juguete y apuntar algunas sugerencias sobre cómo podríamos mejorarla un poco entre todos. Hemos visto que la razón original del interés de los macroeconomistas por las regiones es de carácter teórico y tiene que ver con su deseo de discriminar empíricamente entre dos grandes familias de teorías de crecimiento que se diferencian fundamentalmente en sus supuestos sobre la existencia o no de rendimientos decrecientes en el capital. Esta diferencia se traduce en una predicción contrastable, al menos en principio, sobre la existencia o no de convergencia. Esto explica por qué la literatura se ha centrado sobre todo en este tema.

Seguidamente, hemos desarrollado un modelo empírico que permite una primera aproximación al problema y lo hemos relacionado con un modelo formal de crecimiento que engloba distintas hipótesis de interés teórico. Aunque este modelo es incompleto en algunos sentidos importantes, la metodología empleada en esta literatura, basada en la utilización de ecuaciones "estructurales" de convergencia, constituye un ejemplo muy atractivo de cómo la teoría puede servir de marco para el análisis empírico y los resultados de éste pueden motivar cambios en la formulación de modelos teóricos.

Las secciones segunda y tercera del artículo contiene en un breve repaso de algunos resultados centrales de la literatura de convergencia regional y algunas reflexiones

---

(41) En esto, la economía se asemeja a la meteorología. Como acertadamente observa Lorenz, la imposibilidad de realizar experimentos en este campo, aunque mala para la ciencia, es buena para la sociedad.

sobre su interpretación. Gran parte del trabajo sobre el tema se ha articulado en torno a un contraste entre dos hipótesis alternativas (convergencia *vs.* divergencia) y, en último término, se plantea como un *test* de la existencia de rendimientos decrecientes en los factores acumulables. La evidencia, en su conjunto, sugiere que esta última hipótesis se cumple. Sin embargo, el énfasis que se ha puesto en la estimación del parámetro de convergencia ha llevado a relegar a un segundo término muchas otras cuestiones de interés.

A nivel práctico, este descuido se manifiesta en el uso de especificaciones que no ofrecen suficiente flexibilidad para capturar diferencias relevantes entre regiones. El trabajo de Marcet (1994) y otros autores muestra que la utilización de una especificación más flexible altera considerablemente los resultados de las regresiones de convergencia estándar. Cuando permitimos diferencias en los niveles de renta de países o regiones en un equilibrio a largo plazo, la velocidad estimada de convergencia es muy elevada. Sin embargo, las diferencias entre los estados estacionarios de los distintos territorios son considerables, lo que implica la persistencia indefinida de un alto grado de desigualdad.

Surge así una visión del proceso de convergencia regional distinta de la que se deriva de gran parte de la literatura reciente. Las implicaciones, tanto teóricas como de política, son potencialmente importantes. En primer lugar, el resultado de que las regiones se aproximan muy rápidamente a sus estados estacionarios sugiere que otros mecanismos de convergencia distintos del neoclásico juegan un papel importante y aún poco estudiado en el proceso. En este trabajo hemos ofrecido alguna evidencia directa de que dos de estos mecanismos (la difusión tecnológica y la reasignación de recursos entre sectores) han contribuido significativamente a la reducción de las disparidades regionales en el caso español. En segundo lugar, la significatividad de las *dummies* regionales, incluso después de controlar por los factores que identifica la teoría, parece indicar que las regiones son bastante más distintas de lo que pensábamos. Aunque todavía no tenemos una idea clara de en qué radican estas diferencias, un análisis más desagregado podría ser un buen punto de partida para comenzar al menos a plantear preguntas interesantes. En cualquier caso, todo esto apunta hacia la necesidad de construir un juguete algo más complicado que los que hemos venido utilizando hasta el momento.

Este juguete, finalmente, podría llevarnos a revisar algunas conclusiones sobre la necesidad y efectividad potencial de la política regional. Si es cierto que las regiones convergen, de forma automática pero muy lenta, independientemente de las políticas adoptadas, hay poco que hacer, excepto recomendar paciencia a los habitantes de las regiones más atrasadas. Si, por el contrario, nos encontramos con una tendencia hacia la persistencia indefinida de un elevado nivel de desigualdad, la necesidad de una política regional activa es más clara. Para ayudar a formular ésta, así como para entender el proceso que genera la evolución de la distribución territorial de la riqueza, resulta imprescindible identificar aquellas variables que explican las diferencias a largo plazo de los niveles de renta. Hay que esperar, además, que entre éstas se encuentren algunas susceptibles de ser afectadas por la política económica.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abramovitz, M. (1979): "Rapid Growth Potential and its Realization", en *Thinking About Growth and Other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge U. Press, Cambridge, 1989, págs. 187-219.
- Abramovitz, M. (1986): "Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind", en *Thinking About Growth and Other Essays on Economic Growth and Welfare*, Cambridge U. Press, Cambridge, 1989, págs. 220-44.
- Andrés, J., R. Doménech y C. Molinas (1995): "Growth and Convergence in OECD Countries: A Closer Look", en B. Van Ark y N. Crafts (eds.), *Catch-up and Convergence in Post War Europe: Quantitative Aspects*, Cambridge U. Press, Cambridge.
- Andrés, J., R. Doménech y C. Molinas (1996): "Macroeconomic Performance and Convergence in OECD Countries", DT 96-02, Universidad de Valencia. (De próxima publicación en *European Economic Review*).
- Banco Bilbao-Vizcaya (antes Banco de Bilbao), *Renta nacional de España y su distribución provincial*, Bilbao, varios años.
- Banco de Bilbao (1977): *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea 1955-75*, Bilbao.
- Barro, R. y X. Sala (1990): "Economic Growth and Convergence Across the United States", NBER Working Paper no. 3419.
- Barro, R. y X. Sala (1991): "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, págs. 107-82.
- Barro, R. y X. Sala (1992a): "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, nº 2, págs. 223-51.
- Barro, R. y X. Sala (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Barro, R. y X. Sala (1992b): "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 6, págs. 312-46.
- Baumol, W. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show", *American Economic Review*, vol. 76, nº 5, págs. 1072-85.
- Canova, F. y A. Marcet (1995): "The Poor Stay Poor: Non-convergence across Countries and Regions", CEPR Discussion Paper no. 1265.
- Carlino, G. y R. Voith (1992): "Accounting for Differences in Aggregate State Productivity", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 22, págs. 597-617.
- Cass, D. (1965): "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, vol. XXXII, págs. 223-40.
- Coe, D. y E. Helpman (1995): "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, vol. 39, págs. 859-887.
- Coulombe, S. y F. Lee (1993): "Regional Economic Disparities in Canada", Mimeo, University of Ottawa.
- Cuadrado, J. R. (1991): "Las disparidades regionales en la Comunidad Europea y en España", *De Economía Pública*, págs. 107-22.
- De la Fuente, A. (1992): "Histoire d'A: Crecimiento y Progreso Técnico", *Investigaciones Económicas*, vol. XVI, nº 3, págs. 331-91.
- De la Fuente, A. (1994): "Crecimiento y convergencia: un panorama selectivo de la evidencia empírica", *Cuadernos Económicos del ICE*, vol. 58, nº 3, págs. 23-70.
- De la Fuente, A. (1995a): "Catch-up, Growth and Convergence in the OECD", CEPR Discussion Paper no. 1274.
- De la Fuente, A. (1995b): "Inversión, catch-up tecnológico y convergencia real", *Papeles de Economía Española*, nº 63, págs. 18-34.
- De la Fuente, A. (1995c): "Notas sobre la economía del crecimiento, I: Algunos modelos básicos", UAB-IAE PT 45.95, Barcelona.

- De la Fuente, A. (1996): "Infraestructuras y productividad: un panorama de la evidencia empírica", Mimeo, Instituto de Análisis Económico, Barcelona. (De próxima publicación en *Información Comercial Española. Revista de Economía*).
- De la Fuente, A. y X. Vives (1995): "Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy: Evidence from Spain", *Economic Policy*, vol. 20, págs. 13-51.
- Diamond, P. (1965): "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *American Economic Review*, vol. 55, págs. 1126-1150.
- Dolado, J., J. M. González-Páramo y J. M. Roldán (1994): "Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)", *Moneda y Crédito*, nº 198, págs. 81-131.
- Doménech, R. y J. Boscá (1995): "Base de datos para el análisis del crecimiento económico en la OCDE, 1960-93", Mimeo, Universidad de Valencia.
- Dowrick, S. y D. T. Nguyen (1989): "OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-up and Convergence", *American Economic Review*, vol. 79, nº 5, págs. 1.010-1.030.
- Dunford, M. (1993): "Regional Disparities in the European Community: Evidence from the REGIO Databank", *Regional Studies*, vol. 27, nº 8, págs. 727-43.
- Esteban, J. M. (1994): "La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis", en *Los efectos del mercado único en el desarrollo regional y su incidencia sobre la planificación a largo plazo en las regiones del objetivo nº 1, Vol. II*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- Fundación BBV (1995): *El stock de capital en la economía española*. Bilbao.
- García Milà, T. y R. Marimón (1995): "Integración regional e inversión pública en España", en R. Marimón (ed.), *La economía española en una Europa diversa*, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona. (De próxima publicación por Antoni Bosch).
- García-Milà, T. y T. McGuire (1992): "Industrial Mix as a Factor in the Growth and Variability of States' Economies", Mimeo, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.
- García-Milà, T. y T. McGuire (1993): "Growth, Industrial Mix and Structural Change in the US Regions: the Shift to a Service-based Economy", Mimeo, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona.
- Gerschenkron, A. (1952): "Economic Backwardness in Historical Perspective", en B. Hosilitz (ed.), *The Progress of Underdeveloped Areas*, University of Chicago Press, Chicago.
- Goicolea, A., J. A. Herce y J. J. de Lucio (1995): "Patrones territoriales de crecimiento industrial en España", Documento de trabajo 95-14, FEDEA, Madrid.
- Islam, N. (1995): "Growth Empirics: A Panel Data Apágsroach", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CX, nº 4, págs. 1127-70.
- Kaldor, N. (1970): "The Case for Regional Policies", *Scottish Journal of Political Economy*, págs. 337-48.
- Koopmans, T. (1965): "On the Concept of Optimal Economic Growth", in *The Econometric Approach to Development Planning*, North-Holland, Amsterdam.
- Levine, R. y D. Renelt (1992): "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review*, vol. 82, nº 4, págs. 942-63.
- Lichtenberg, F. (1992): "R&D Investment and International Productivity Differences", NBER Working Paper no. 4161.
- Lucas, R. (1985): "Methods and Problems in Business Cycle Theory", en *Studies in Business Cycle Theory*, MIT Press, Cambridge, Mass., págs. 271-96.
- Lucas, R. (1987): *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Oxford.
- Lucas, R. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, nº 1, págs. 3-42.
- Mankiw, G. (1995): "The Growth of Nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, págs. 275-326.

- Mankiw, G., D. Romer y D. Weil (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. CVII, nº 2, págs. 407-37.
- Marcet, A. (1994): "Los pobres siguen siendo pobres: Convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel", en *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa, Vol. II*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- Marimón, R. y F. Zilibotti (1995): "¿Por qué hay menos empleo en España? Empleo 'real' versus empleo 'virtual' en Europa", en R. Marimón (ed.), *La economía española en una Europa diversa*, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona. (De próxima publicación por Antoni Bosch).
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994): "Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 4, págs. 129-48.
- Mas, M., F. Pérez, E. Uriel y L. Serrano (1995): *Capital humano, series históricas 1964-92*, Fundación Bancaja, Valencia.
- Myrdal, G. (1956): *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, Methuen, Londres.
- Nelson, R. y G. Wright (1992): "The Rise and Fall of American Technological Leadership: the Postwar Era in Historical Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX, págs. 1931-64.
- Neven, D. y C. Gouyette (1994): "Regional convergence in the European Community", CEPR Discussion Paper no. 914.
- Quah, D. (1993): "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", CEPR Discussion Paper no. 820.
- Raymond, J. L. (1991): "El crecimiento del PIB por CC.AA.: un análisis de la experiencia histórica", *Cuadernos de Información Económica*, vol. 49.
- Raymond, J. L. y B. García (1994): "Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia", *Papeles de Economía Española*, nº 59, págs. 37-58.
- Raymond, J. L. y B. García (1996): "Distribución regional de la renta y movimientos migratorios", *Papeles de Economía Española*, 67, págs. 185-201.
- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 94, nº 5, págs. 1.002-37.
- Romer, P. (1987a): "Growth Based on Increasing Returns due to Specialization", *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 77, nº 2, págs. 56-62.
- Romer, P. (1987b): "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown", *NBER Macroeconomics Annual*, nº 2, págs. 163-210.
- Sala, X. (1990): *On Growth and States*, Tesis doctoral no publicada, Harvard University, Cambridge, Mass.
- Sala, X. (1994): "La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia", *Moneda y Crédito*, nº 198, págs. 13-80.
- Sala, X. (1995): "The Classical Approach to Convergence Analysis", CEPR Discussion Paper no. 1254.
- Shioji, E. (1992): "Regional Growth in Japan", Mimeo, Yale University, New Heaven.
- Solow, R. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. LXX, nº 1, págs. 65-94.
- Wolff, E. (1991): "Capital Formation and Productivity Convergence Over the Long Term", *American Economic Review*, págs. 565-79.

Fecha de recepción del original: noviembre, 1995

Versión final: septiembre, 1996

ABSTRACT

Macroeconomists seem to have developed a sudden interest in regional economics over the last few years. This paper explains why and surveys some of the key ideas of this literature. After reviewing the theoretical framework which has guided this line of research and the methodology used in the empirical analysis of regional convergence, we examine some of the most relevant results of recent studies. We also discuss what seems to be the dominant interpretation of the empirical evidence and review some of its theoretical and policy implications. We question some aspects of this interpretation and identify some issues which would deserve further attention in future research.

*Keywords:* convergence, growth, regional economics.