

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

JUAN JOSÉ DOLADO

Banco de España

JOSÉ MANUEL GONZÁLEZ-PÁRAMO

Universidad Complutense y Banco de España

JOSÉ M.^a ROLDÁN

Banco de España

1. INTRODUCCION

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

En efecto, la hipótesis relativa a la existencia de mecanismos automáticos por los que las economías pobres tienden a crecer más rápidamente que las ricas, justificada tradicionalmente por el supuesto de rendimientos marginales decrecientes en el uso del capital, no parece haber encontrado confirmación del todo satisfactoria. Esta conclusión viene apoyada por un amplio conjunto de trabajos empíricos, discutidos con posterioridad, que analizan, desde una perspectiva histórica, el crecimiento de casi todos los países que componen la economía mundial¹.

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

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

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

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

No obstante, en general, los resultados obtenidos por estos autores muestran que el grado de convergencia entre los países o regiones es lento, típicamente a una tasa del 2% anual². Esta lentitud en el proceso de convergencia es coherente con el modelo neoclásico si se interpreta el *stock* de capital como factor de producción en sentido amplio, incluyendo, por ejemplo, al *stock* de capital humano en su definición. De esta forma aumenta sustancialmente la participación del capital en el producto (digamos desde 0,4 hasta 0,8) y, consecuentemente, se ralentiza el proceso de convergencia, haciéndose más lento el mecanismo por el que se producen rendimientos marginales decrecientes en el uso de dicho factor de producción acumulable. Bajo esta perspectiva, han aparecido dos corrientes de pensamiento que tratan de interpretar desde diferentes puntos de vista el fenómeno anterior: las nue-

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

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

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

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

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

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

2. INDICADORES DE CONVERGENCIA

2.1. Tipos de convergencia

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

2.1.1. Convergencia tipo β

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

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

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

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

La ecuación (1) se obtiene a partir de la log-linealización en tiempo discreto de la ecuación de transición al estado estacionario en el modelo neoclásico de crecimiento de una economía cerrada³. Su interpretación es clara: como consecuencia de la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el uso del capital, cuanto menor (mayor) sea la renta inicial, mayor (menor) será el crecimiento medio sobre el período T . Otra interpretación complementaria de la anterior, en términos de un mecanismo de «ajuste parcial», se obtiene reescribiendo (1) en la forma:

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

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

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

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

⁴ Una medida estándar de la lentitud en el proceso de convergencia, complementaria al propio tamaño de β , es el denominado desfase mediano, que representa el número de periodos que han de transcurrir para que se cumpla la mitad del ajuste total. Dicha medida se define en términos de (1) como $(\ln 2)/\beta$, de manera que si, por ejemplo, β es 0.02, el desfase mediano será de 35 años.

del capital y de la disposición hacia el ahorro (véase BS, 1991). Así, puede demostrarse que depende negativamente de la proporción de capital en la economía (menor productividad marginal) y positivamente de la voluntad de sustituir consumo intertemporalmente (mayor capacidad de ahorro), si bien dichos determinantes del parámetro de convergencia corresponden al caso de una economía cerrada, supuesto ciertamente restrictivo cuando el ámbito de análisis es el de las provincias o regiones dentro de un mismo país. Tal como se demuestra en Barro *et al.* (1992), si existe movilidad imperfecta del capital (por ejemplo, el capital humano no puede utilizarse como colateral para el endeudamiento de la economía), tenderá a observarse una mayor convergencia en términos de producto *per cápita* y una menor convergencia en términos de renta *per cápita*, ya que los rendimientos de las inversiones de las regiones ricas en las regiones pobres revierten a las primeras⁵. Por otra parte, si existe movilidad imperfecta de la mano de obra, desde provincias con bajos *ratios* capital-trabajo a otras con *ratios* más altos, los rendimientos decrecientes aparecerán con mayor rapidez y, consecuentemente, el coeficiente β tenderá a aumentar. No obstante, en este último caso, también podría ocurrir que las transferencias de capital humano, asociadas a los flujos migratorios, tiendan a crear una mayor divergencia (el denominado fenómeno del *brain drain*). Asimismo, la existencia de diferencias tecnológicas persistentes puede ralentizar el proceso de convergencia, en la medida que los impulsos tecnológicos no se distribuyan uniformemente a través de todas las economías. Por todo ello, una interpretación más realista de este concepto de convergencia habrá de tener en cuenta todos estos aspectos.

2.1.2. Convergencia tipo σ

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

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

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

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

de manera que sustituyendo b en términos del parámetro β resulta posible obtener la solución de (3) en función de su equilibrio a largo plazo ($\sigma^{*2} = \sigma_u^2 / (1 - e^{-2\beta})$) y la dispersión inicial de rentas (σ_0^2). Esto es:

$$\sigma_t^2 = \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-2\beta}} + \left[\sigma_0^2 - \frac{\sigma_u^2}{1 - e^{-2\beta}} \right] e^{-2\beta t} \quad (4)$$

Por tanto, si $\beta > 0$ el término entre paréntesis tenderá a desaparecer, con lo que σ_t^2 se aproximará a su nivel de equilibrio σ^{*2} . Sin embargo, nótese que si σ_0^2 es menor (mayor) que σ^{*2} , la convergencia se producirá de forma que σ_t^2 aumente (disminuya) en el tiempo. Por ello, la convergencia tipo β es una condición necesaria pero no suficiente para la convergencia tipo σ . Es decir, la existencia de perturbaciones (u_{it}^j), por ejemplo, un *shock* petrolífero o una mala cosecha, puede originar cambios en σ_u^2 , generando situaciones en que σ_t^2 aumente temporalmente pese a que β sea positivo.

2.2. La evidencia empírica internacional

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

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

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

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

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

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

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

3. CONVERGENCIA DEL TIPO β ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

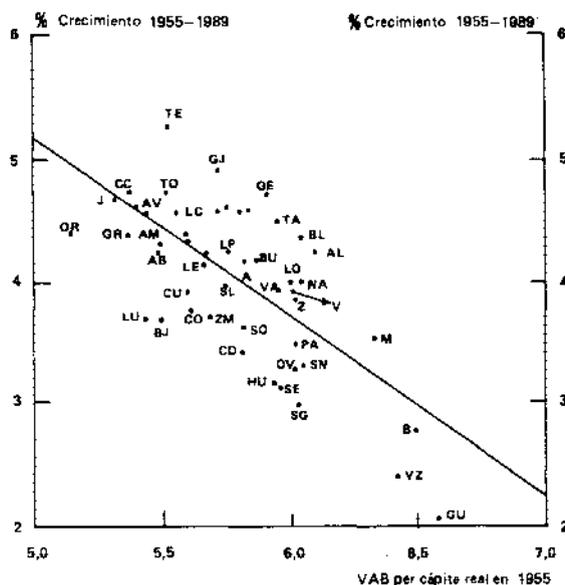
La fuente básica de datos utilizada en este trabajo para el análisis de la convergencia provincial es «Renta Nacional de España y su Distribución Provincial», publicación que realiza con periodicidad bianual el Banco de Bilbao, luego BBV, desde 1955. El número de provincias analizadas es 50 (se excluyen Ceuta y Melilla) y el período analizado es 1955-1989. La definición de renta provincial utilizada es el valor añadido bruto (producción) provincial al coste de los factores, deflactado por el índice de precios del Valor Añadido Bruto (VAB) nacional al coste de los factores⁷. Para el cálculo *per cápita* se ha utilizado habitualmente la población activa de cada provincia, aunque también se discuten resultados basados en VAB por ocupado (productividad del trabajo), ya que no está claro en la literatura cuál es la variable apropiada. Una descripción detallada del resto de variables utilizadas en el análisis se encuentra en el Apéndice.

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

3.1. Análisis de la convergencia tipo β incondicional

El Gráfico 1 muestra el patrón de convergencia provincial de la renta *per cápita* (en términos de la población activa) en el período 1955-1989, mientras que los Gráficos 1(a)-1(c) ofrecen dicho patrón para los subperíodos 1955-64, 1964-77 y 1977-89. El agrupamiento de observaciones en el período completo parece sugerir que las provincias más pobres son las que más han tendido a crecer durante estos años. La columna (1) del Cuadro 1 confirma esta impresión. Al estimar el coeficiente β en (1) por Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL), éste se sitúa en torno al 2% (desfase mediano de 35 años) y es significativamente distinto de cero. Los resultados de esta misma columna revelan cierta inestabilidad por subperíodos, particularmente un descenso de la convergencia en el período intermedio, si bien la hipótesis de que β se ha mantenido constante a lo largo del tiempo no puede rechazarse mediante un contraste del *ratio* de verosimilitudes (RV), presentado en la última fila del Cuadro 1.⁸

GRAFICO 1
CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1955-1989



⁸ Denotando como $LV_0(LV_r)$ el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo irrestrictado (restrictado), el contraste $RV = 2(LV_0 - LV_r)$ se distribuye asintóticamente como una $\chi^2(q)$, siendo q el número de restricciones.

GRAFICO 1 A
 CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1955-1964

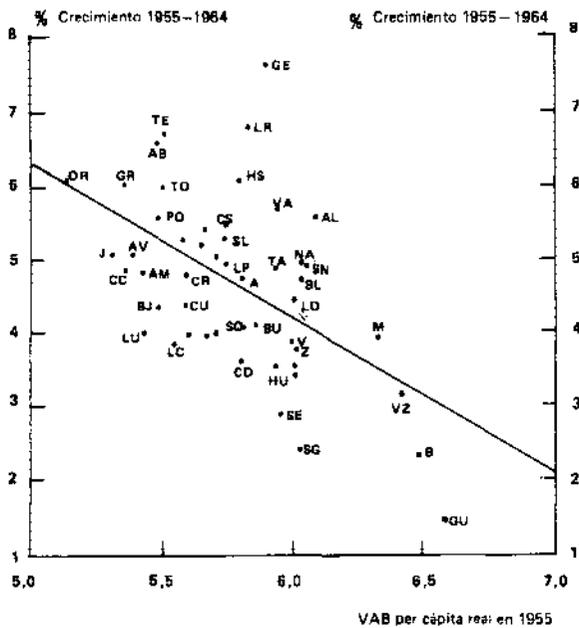


GRAFICO 1 B
 CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1964-1977

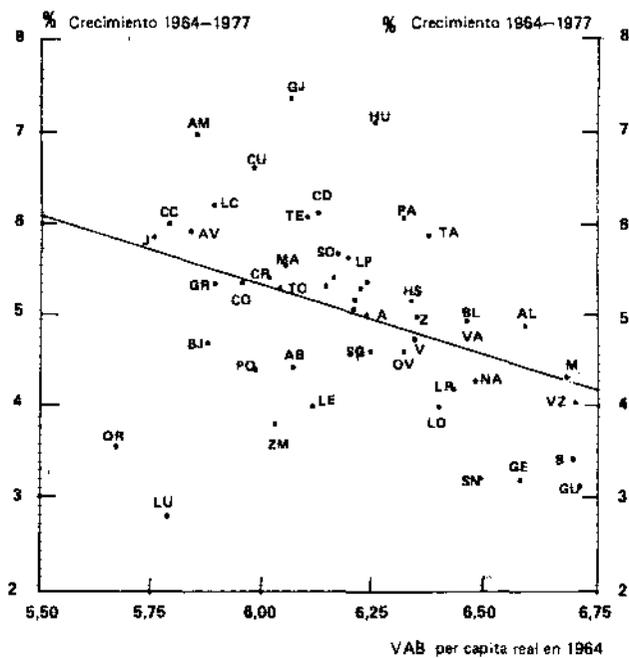
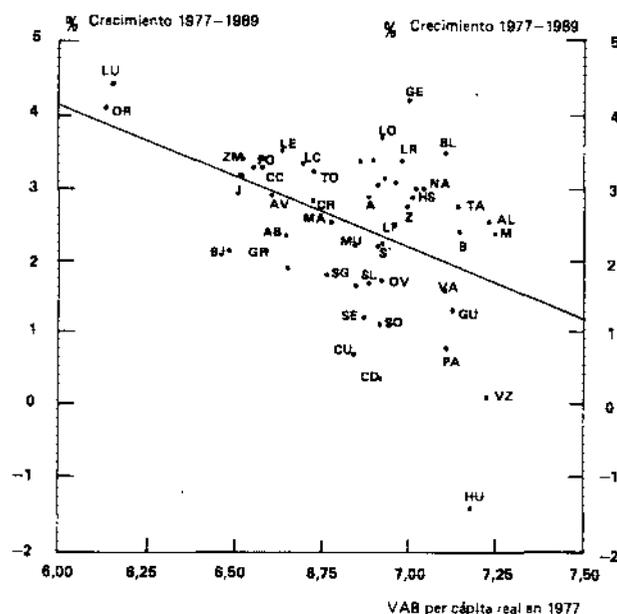


GRAFICO 1 C
CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1977-1989



CUADRO 1
CONVERGENCIA PROVINCIAL TIPO β INCONDICIONAL

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

Nota: β es la estimación implícita en la estimación λ . Significado de las columnas

(1) Con constante diferente por subperíodo

(2) Con constante diferente por subperíodo y con una variable sectorial distinta en cada subperíodo. Como variable sectorial se utiliza el peso de la agricultura en el VAB provincial al principio de cada subperíodo.

(3) Con tres constantes regionales, distintas en cada subperíodo. Se contrasta si las variables artificiales de comunidades autónomas se pueden resumir en esas tres regiones, aceptándose la restricción (el contraste de RV es 19,16 y su valor crítico al 5%, correspondiente a una $\chi^2_{1,1}$ es 23,68)

(4) Con tres constantes regionales distintas en cada subperíodo y una variable sectorial distinta en cada subperíodo.

LV = (logaritmo de) función de verosimilitud; RV = contraste del ratio de verosimilitud; e.e. = desviación típica residual. Entre paréntesis, errores estándar de los estimadores; (*) significativo al 5%.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

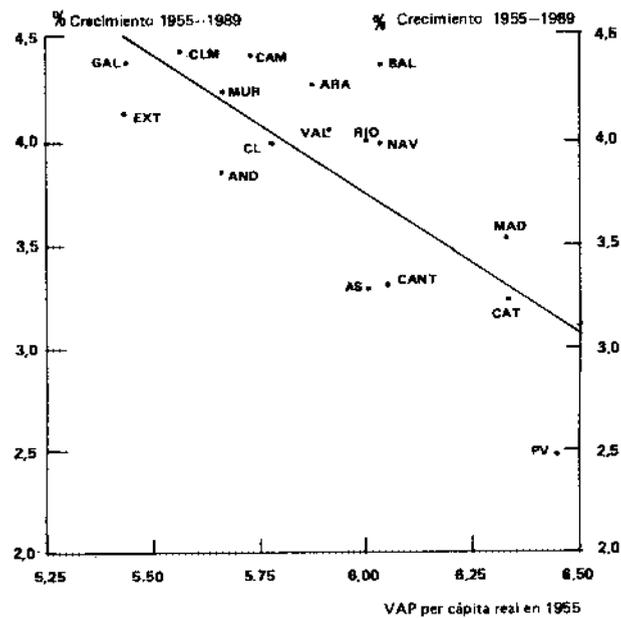
Tal como se comentó previamente, la literatura no deja claro cual debe ser la variable de escala a utilizar para convertir la renta en *per cápita*. En los resultados anteriores se ha utilizado la población activa de cada provincia. Sin embargo, resulta natural preguntarse en qué medida los resultados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

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

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

$$(1/T)\Delta \log(Y/L)_{t,t-T} = a - b \log(Y/L)_{t+T} + \theta_0 \Delta \log(L/N)_{t,t-T} + \theta_1 \log(L/N)_{t-T} \quad (5)$$

GRAFICO 2
CONVERGENCIA POR COMUNIDADES AUTONOMAS, 1955-1989



CUADRO 2
CONVERGENCIA REGIONAL TIPO β INCONDICIONAL

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

Nota: Véanse notas al Cuadro 1.

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

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

3.2. *El papel de las variables condicionantes*

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

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

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

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

CUADRO 3
CONVERGENCIA CONDICIONAL (1955-1989)

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

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

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

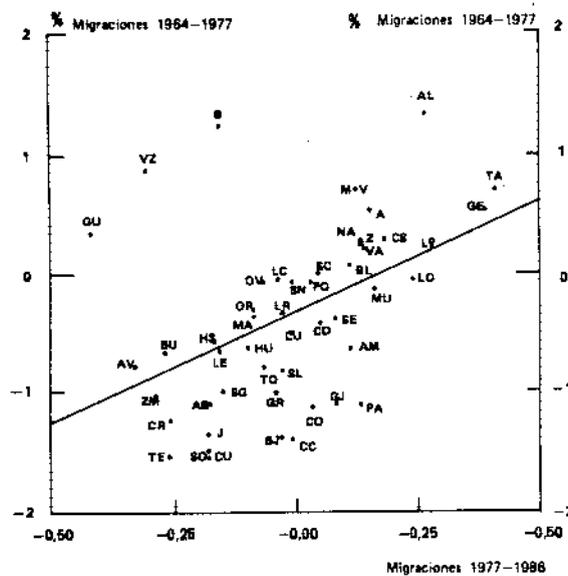
Cuando se incluye cada una de las *proxies* por separado, β aumenta y todas ellas mejoran significativamente la estimación respecto a la ecuación de convergencia incondicional estándar. Ello se comprueba al comparar los valores de la función de verosimilitud a través del contraste RV, calculable a partir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

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

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

jos migratorios, al contrario de lo que ocurre en nuestra muestra de provincias. Este hallazgo empírico no es nuevo en la literatura (véase BS, 1991). Su origen puede ser triple. En primer término, puede existir un grave problema de sesgo al ser las migraciones endógenas, lo que exigiría la difícil tarea de instrumentar esta variable¹¹. En segundo lugar, existe un problema de interpretación si la introducción de dicha variable en las regresiones ampliadas de convergencia es *ad hoc*. Por último, si el capital humano medio de los emigrantes difiere del que caracteriza al factor trabajo en las provincias de origen y destino, el aumento de β podría ser compatible con las predicciones teóricas. En efecto, si los emigrantes tienen un capital humano superior a los no emigrantes, se observará que las regiones pobres crecen menos (las regiones ricas crecen más) cuando no se tiene en cuenta que cuando se considera la migración, con lo que la tasa de convergencia se verá reducida. Sobre esta cuestión volveremos en la Sección 4.

GRAFICO 3
MIGRACIONES, 1964-1986



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

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

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

Resumiendo, en este apartado se ha encontrado que determinadas variables explicativas (tasa de ahorro-inversión en capital físico y migraciones) afectan al estado estacionario y a la tasa de convergencia hacia el mismo hasta alcanzar el 6% anual. Sin embargo, otras variables, tales como la medidas de capital humano o las obras públicas, no han mostrado poder explicativo alguno. Sería aventurado ofrecer interpretaciones definitivas sobre este último resultado, dados los posibles errores de medida en el cómputo de las correspondientes variables y su posible endogeneidad. No obstante, una posible explicación de la ausencia de efectos del capital humano vendría probablemente apoyada por la dificultad de encontrar diferencias en el grado de instrucción educativa entre las provincias de una misma nación con un ordenamiento escolar homogéneo. Por su parte, la ausencia de efectos de las obras públicas podría indicar una cierta asignación errática de la inversión pública en el pasado o una menor dispersión en las dotaciones de capital público en el transcurso del tiempo¹². El otro aspecto que merece la pena destacar es la significatividad de las variables ficticias regionales en todos los ejercicios realizados, señal de que dichas variables están captando efectos no aproximados por el resto de variables explicativas genuinas en los modelos de crecimiento. A la vista de la estructura teórica de los modelos de crecimiento, una posible interpretación de dicho conjunto de variables sería la de recoger las persistentes diferencias tecnológicas (o de acceso a una misma tecnología, el *know-how*) entre los tres grandes bloques de regiones descritos pre-

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

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

3.3. *Convergencia por subgrupos de provincias*

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

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

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

Nota: Véanse notas del Cuadro 1

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

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

-(5,65)
(1,95)
(0,17)

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

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

(1,52)
(0,01)

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

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

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

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

4. EL MODELO DE SOLOW

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

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

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

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

con

$$A_t = A_0 e^{gt}; L_t = L_0 e^{nt}, (L_0 = 1)$$

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

$$\begin{aligned} \dot{K}_t &= S_K Y_t - \delta K_t \\ \dot{H}_t &= S_H Y_t - \delta H_t \end{aligned}$$

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

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

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

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

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

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

$$\log y_t - \log y_{t-T} = \log A_0 + gT + (1 - e^{-\beta T}) [\log \hat{y}^* - \log y_{t-T}] \quad (8)$$

donde la tasa de convergencia (β) viene dada por

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

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

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

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

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

posterior sobre el modelo de Solow con migraciones) con el fin de considerar los efectos derivados de los importantes movimientos migratorios que han tenido lugar durante el período analizado. Los resultados ofrecidos en el Cuadro 5 corresponden al estado estacionario utilizando la variable h como aproximación de h^* , ya que cuando se utilizó la versión (6) los resultados eran sensiblemente peores. Se ha supuesto que $g=0,02$ y $\delta=0,05$ en todas las estimaciones¹³.

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

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

[II] (con variables ficticias regionales)

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

Nota: Se estima la ecuación (6) del texto por MCNL, utilizando la especificación (5) del estado estacionario con $\alpha_1=0$; RV es el contraste de la *ratio* de verosimilitud de la restricción de igualdad de los coeficientes de $\ln S_K$ y $\ln D$, distribuido asintóticamente como $\chi^2(1)$ ($RV_{0,05}=3,84$); LV es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud; e.e. es la desviación típica de los residuos, entre paréntesis aparecen las desviaciones típicas de los parámetros estimados.

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

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

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

contraste RV, distribuido como $\chi^2(1)$, toma valores superiores a 13,5). Finalmente, en los modelos que presentan mejor ajuste (modelos (S_K, m) y (S_K, h, m)), la estimación de α_K se encuentra alrededor de 0,5 mientras que α_H resulta negativo y no significativo; de acuerdo con (8) tomando $\alpha_K=0,5$ y $\alpha_H=0$, el valor predicho en el modelo de Solow de la tasa de convergencia es de 0,0365 ($=0,5 (\bar{n}+0,07)$) con $\bar{n}=0,003$), mientras que el valor estimado se sitúa cerca de 0,04. Así pues, únicamente en este aspecto, la evidencia no es totalmente desfavorable al modelo, si bien ha de tenerse en cuenta que la introducción de m en el mismo es arbitraria.

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

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

[II]

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

5. CONVERGENCIA DEL TIPO σ ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

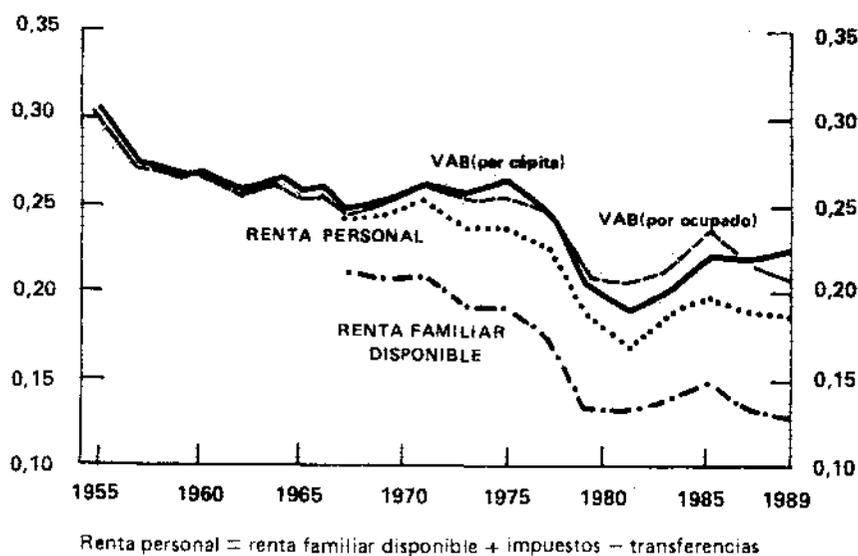
¿Se ha reducido la dispersión interprovincial de la renta *per cápita* a lo largo del período 1955-89? ¿Cabe esperar que ésta se reduzca en el futuro? Para responder a estas dos cuestiones, el concepto de convergencia tipo σ es el relevante. Tal como se indicaba en la Sección 2, la convergencia tipo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

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

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

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

GRAFICO 4
CONVERGENCIA σ



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

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

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

El lento descenso de σ_t desde mediados de los 70 —rasgo también presente en el caso de las regiones europeas estudiadas por BS (1991)— y su tendencia aparente hacia un *suelo* situado en torno a 0,2 es el patrón de convergencia tipo σ asociado al modelo neoclásico si la dispersión inicial estuviese apreciablemente por encima de su valor estacionario, σ^* , dado por el primer término de la derecha en la ecuación (4). Utilizando, $\sigma_0=0,31$, $\sigma_t=0,22$ y $\beta=0,03$, 0,04 y 0,05, la ecuación (4) permite obtener una estimación de σ^* . Los valores así calculados para σ^* son 0,20 ($\beta=0,03$), 0,21 ($\beta=0,04$) y 0,22 ($\beta=0,05$), muy próximos en todo caso a la dispersión observada en 1989 tanto en términos de ocupación como de población activa. Por tanto, puede afirmarse que si la distribución a largo plazo de los *shocks* no variase, la convergencia tipo β no se verá acompañada por cambios permanentes en σ_t en el futuro.

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

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

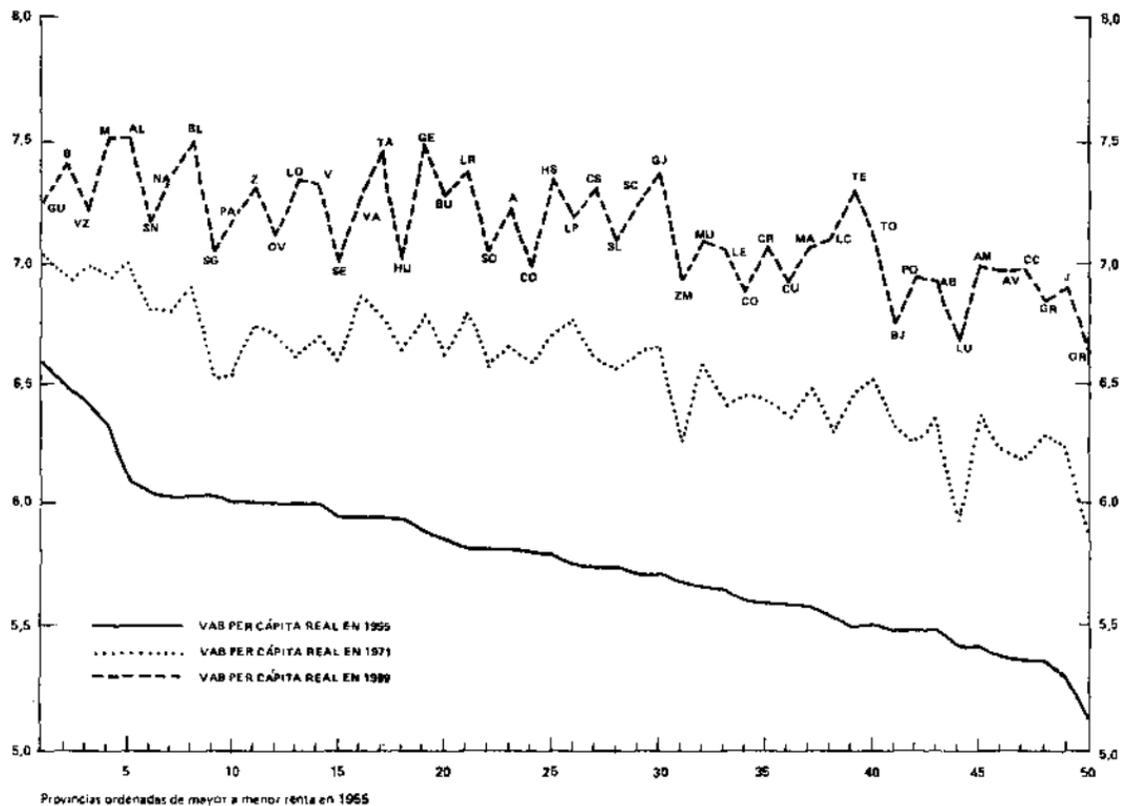
CUADRO 7
MOVILIDAD INTER-CUARTIL

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

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

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

RANKINGS DE RENTA PROVINCIAL



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

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

6. CONCLUSIONES

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

APENDICE: DESCRIPCION DE LOS DATOS UTILIZADOS

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

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

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

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

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

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

REFERENCIAS

- ANDRES, J. y J. BOSCA (1993), «Technological Differences and Convergence in OECD», Ministerio de Economía y Hacienda (Dirección General de Planificación), Documento de Trabajo D-93005.
- ANDRES, J., R. DOMENECH y C. MOLINAS (1993) «Growth, Convergence and Macroeconomic Performance: A Closer Look», Ministerio de Economía (Dirección General de Planificación), Documentos de Trabajo, D-93003.
- AZARIADIS, C. y A. DRAZEN (1990), «Threshold Externalities in Economic Development», *Quarterly Journal of Economics*.
- BANCO DE BILBAO (1977), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Serie Homogénea 1955-1975*, Bilbao.
- BANCO DE BILBAO (varios años), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Bilbao.
- BANCO BILBAO VIZCAYA (varios años), *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, Bilbao.
- BARRO, R.J. (1991), «Economic Growth in a Cross-Section of Countries», *Quarterly Journal of Economics*.
- BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1991), «Convergence Across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*.
- BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*.
- BARRO, R. J., N. MANKIW y X. SALA-I-MARTIN (1992), «Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth», CEPR, junio, manuscrito.
- BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1994), *Economic Growth*, Harvard University (en preparación).
- BENTOLILA, S. y DOLADO (1991), «Mismatch and Internal migration in Spain, 1962-1986», en F. Padoa-Schioppa (e.d.), *Mismatch and Labour Mobility*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CASS, D. (1965), «Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation», *Review of Economic Studies*.

- COHEN, D. (1992), «Tests of the 'Convergence Hypothesis': A critical note», CEPR, Discussion Paper 691.
- DOLADO, J., A. GORIA y A. ICHINO (1993), «Immigration and Growth in the Host country: Evidence from Pooled Country Data». Banco de España, Documento de Trabajo 9309 (de próxima aparición en *Journal of Population Economics*, 1994).
- DURLAUF, S. y JOHNSON (1992), «Local versus Global Convergence across National Economies» NBER Working Paper 3996.
- FUNDACION FOESSA (1967), *Tres Estudios para un Sistema de Indicadores Sociales*, Madrid.
- GUIL, F. (1969), *Filosofía y Sociología de la Educación*, Editorial Magisterio Español, Madrid.
- KYRIACOU, G. (1992), «Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis», C.V. STARR Working Paper 91-26.
- KOOPMANS, T.C. (1965), «On the Concept of Optimal Growth», en *The Econometric Approach to Development Planning*, North-Holland, Amsterdam.
- LUCAS, R. (1988), «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics*.
- LUCAS, R. (1993), «Making a Miracle» *Econometrica*.
- MANKIW, N.G., D. ROMER y D. WEIL (1992), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*.
- MAS, M. J., J. MAUDOS, F. PEREZ y E. URIEL (1993), «Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas», IVIE (mimeo).
- QUAH, D. (1993a), «Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth», *European Economic Review*.
- QUAH, D. (1993b), «Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis», *Scandinavian Journal of Economics*.
- ROMER, P. (1986), «Increasing Returns and Long-Run Growth», *Journal of Political Economy*.
- ROMER, P. (1990), «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy*.
- SOLOW, R. (1956), «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*.
- SUDRIA, C. (1991), «Un Factor Determinante: La Energía», en J. Nadal y otros: *La Economía Española en el Siglo XX: Una Perspectiva Histórica*, Ariel, Barcelona.
- SUMMERS, R. y A. HESTON (1988), «A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries», *Review of Income and Wealth*.
- SUMMERS, R. y A. HESTON (1991), «The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88», *Quarterly Journal of Economics*.
- TOHARIA, J. J. (1989), *La Mitad de la Explosión*, Fundación BEX, Madrid.

ABSTRACT

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

COMENTARIO

Alfonso Novales
Universidad Complutense

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

COMENTARIO

Rafael Doménech
Universitat de València

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

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

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

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

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

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

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

Por otra parte, otra de las variables condicionantes es la tasa de paro. Su inclusión permite detectar si el modelo debe especificarse en términos de la población activa o de la población ocupada¹. Sin duda, una explicación del aumento en las diferencias en renta *per cápita* entre las provincias se debe a las diferencias en la tasa de paro. Sin embargo, cuando se incluyen las *dummies* suprarregionales se acepta la especificación en términos de la población activa (aunque no se

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

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

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

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

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

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

REFERENCIAS

- BOSCA, E. y J. ANDRES (1993). «Technological Differences and Convergence in the OECD». D-93003. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- DURLAUF, S., P. JOENSON (1992) «Local versus Global Convergence across National Economies». NBER Working Paper 3996.
- KING R. G. y R. LEVINE (1993): «Finance and Growth. schumpeter Might Be Right». *Quarterly Journal of Economics*.
- LUCAS, R. E. (1993): «Making a Miracle». *Econometrica*.
- SALA-I-MARTIN, X. (1994): «La Riqueza de las Regiones. Evidencia y Teorías sobre el Crecimiento y la Convergencia Regional». *Moneda y Crédito* (este volumen)

DISCUSION

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

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

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

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

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

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