

CONVERGENCIA
ECONÓMICA ENTRE
LAS PROVINCIAS
ESPAÑOLAS:
EVIDENCIA EMPÍRICA
(1955-1989)

J. J. Dolado, J. M. González-Páramo
y J. M.^a Roldán

CONVERGENCIA ECONÓMICA ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS: EVIDENCIA EMPÍRICA (1955-1989)

J. J. Dolado (*), J. M. González-Páramo (**)
y J. M.^a Roldán (***)

(*) CEMFI y Banco de España.

(**) Universidad Complutense y Banco de España.

(***) Banco de España.

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

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9406

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-289-1

Depósito legal: M-7053-1994

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

Este trabajo comienza examinando el crecimiento y la dispersión del valor añadido de las provincias españolas en el período 1955-1989, y su relación con variables regionales. A continuación se estudia el papel de las variables condicionantes en la explicación del crecimiento provincial: capital físico, capital humano, migraciones netas, e infraestructuras públicas, entre otros. Se analiza, asimismo, la evolución temporal de la dispersión de varias medidas de la renta provincial. En conjunto, la evidencia es favorable a la hipótesis de convergencia provincial, aunque hay signos de inestabilidad en la velocidad de aproximación por subperíodos.

1. INTRODUCCIÓN

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 satisfactoria. Esta conclusión viene apoyada por un amplio conjunto de trabajos empíricos, discutidos con posterioridad, que analizan, con una perspectiva histórica, el crecimiento de casi todos los países que componen la economía mundial⁽¹⁾.

Esta es la causa de que el rechazo de la hipótesis de convergencia, previsible 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, haya 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 (véanse, por ejemplo, Romer, (1986), Lucas (1988, 1993) y Barro y Sala-i-Martin (1993)) puede interpretarse 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?

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

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

No obstante, en general, los resultados obtenidos por estos autores muestran que el grado de convergencia entre los países o regiones es lento, típicamente a una tasa del 2% anual⁽²⁾. Esta lentitud en el proceso de convergencia es coherente con el modelo neoclásico si se interpreta el stock de capital como factor de producción en sentido amplio, incluyendo, por ejemplo, el 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. Con esta perspectiva, han aparecido dos corrientes de pensamiento que tratan de interpretar desde diferentes puntos de vista el fenómeno anterior: las nuevas 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, 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

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

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, 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)). 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 eventualmente a que sus rentas per cápita se igualen en el transcurso del tiempo.

2.1.1. Convergencia Tipo- β

Denotando con los subíndices i y t la provincia y el año respectivamente, y con T el periodo 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_t^i representa un término de perturbación, serialmente incorrelacionado, con media cero y varianza σ_u^2 , distribuido independientemente del logaritmo la renta inicial, $\log(y_{i,t-T})$, y de $u_t^j (j \neq i)$.

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

$$(1/T) \log(y_{it}/y_{i,t-T}) = a' + b[\log(\hat{y}_1^*) - \log(y_{i,t-T})]/T + u_t^i \quad (2)$$

donde \hat{y}_1^* 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}_1^* e y_{t-T} que desaparece en el período T. Si $b=0$ ($\beta=0$), no existirá convergencia, mientras que, si $b=1$ ($\beta=+\infty$), la convergencia será plena instantáneamente. En otras palabras: cuanto mayor sea β , menor será el tiempo necesario para que el sistema económico alcance el equilibrio. Así, pues, se dice que existe convergencia del tipo β cuando $\beta > 0$ (existirá divergencia si $\beta < 0$)⁽⁴⁾.

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

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

El parámetro de convergencia β depende, a su vez, de parámetros tecnológicos y de preferencias, fundamentalmente de la productividad 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 output per cápita y una menor convergencia en términos de renta per capita, ya que los rendimientos de las inversiones de las regiones ricas en las regiones pobres revierten a las primeras⁽⁵⁾. Por otra parte, si existe movilidad imperfecta de la mano de obra, desde provincias con bajas ratios capital-trabajo a otras con ratios más altas, 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, tendiesen 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 en 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

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

que existe convergencia del tipo σ si la desviación típica del logaritmo del producto per cápita entre regiones decrece en el transcurso del tiempo.

Existe una relación entre ambos tipos de convergencia. En efecto: denominando con σ_t^2 a la varianza de $\log(y_{1t})$ en el período t , y dados los supuestos adoptados sobre la distribución de u_t^1 , tomando los 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 eso, la convergencia tipo β es una condición necesaria, pero no suficiente, para la convergencia tipo σ . Es decir, la existencia de perturbaciones (u_t^1) -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, 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 equilibrio se refleja en diferencias estables históricamente de sus niveles de renta per cápita, las cuales, a su vez, provienen de características idiosincrásicas 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 controlar, en el análisis empírico, los efectos de los determinantes del estado estacionario en (1) o (2), de manera que, solo 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, en 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 \tilde{y}^* como una constante, se convierte en convergencia condicional, al controlar 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 de los estados de Estados Unidos (BS (1991, 1992) se obtiene esa misma convergencia, 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 crecimiento 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 controlar por 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 (véanse 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 ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS: β

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 bienal el Banco de Bilbao, luego BBV, desde 1955. El número de provincias

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

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 (output) provincial al coste de los factores, deflactado por el índice de precios del VAB nacional al coste de los factores⁽⁷⁾. Para el cálculo per cápita, se ha utilizado habitualmente la población activa de cada provincia, aunque también se discuten resultados basados en VAB por ocupado (productividad del trabajo), ya que no está claro en la literatura cuál es la variable apropiada. Una descripción detallada del resto de variables utilizadas en el análisis se encuentra en el Apéndice.

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 población activa) en el periodo 1955-1989, mientras que los gráficos 1(a)-1(c) ofrecen dicho patrón para los subperiodos 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), este 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

⁽⁷⁾ Alternativamente, se utilizaron los IPC (índice de precios de consumo) provinciales como deflatores, estando 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. Por ello, 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.

de la ratio de verosimilitudes (RV), presentada en la última fila del cuadro 1⁽⁸⁾.

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 de cada período. Esta variable podría captar diferencias en el estado estacionario de cada provincia, \hat{y}_i^* , y también permite controlar 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 solo 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) parecen 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 la de 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 estas en tres suprarregiones, 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 aparece rechazada por los datos en ningún subperíodo, es como sigue:

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

- "Región 1", constituida por Aragón, Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra, Rioja y Valencia (constante superior a la media).
- "Región 2", formada por Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla-León, Galicia, Murcia y País Vasco (constante alrededor de la media).
- "Región 3", integrada por Andalucía y Extremadura (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 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 suprarregionales 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 periodo 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.

⁽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 (s.e.=0,004) y 0,03 (se=0,006) sin y con variables artificiales regionales respectivamente.

El análisis de convergencia incondicional se completa con la estimación de las ecuaciones de convergencia por CCAA (véase 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 4,4% con un desfase mediano de 15 años). Este resultado sugiere que dentro de las CCAA existe un grado de heterogeneidad que queda suavizado por la agregación. En efecto: tal como se observa en el cuadro 2(b), este parece ser el caso de Galicia en el periodo intermedio, cuando el bajo crecimiento de Lugo y Orense se ve compensado, a nivel regional, por el alto crecimiento de La Coruña.

Tal como se ha señalado antes, la literatura no deja claro cuál debe ser la variable de escala utilizable para convertir la renta en términos per cápita. En los resultados comentados previamente 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, analizar si las variables ficticias suprarregionales pueden estar recogiendo las diferencias persistentes en las tasas de paro, se utiliza el siguiente modelo que engloba las dos alternativas:

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

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 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 empleo en lugar de 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 que se incluyen en el modelo, la variable renta per cápita en términos de población activa parece ser la más adecuada.

En resumen: del análisis en 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 controlan 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 confluyen 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 idiosincrásicas difieren sistemáticamente entre las provincias. Entre estas 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, 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. Por eso, 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 estaba disponible 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_x es una tasa de ahorro provincial (en logaritmos) en 1987), dos proxies distintas de capital humano (S_h , variable flujo, es el del gasto provincial per cápita en educación (en logaritmos) en 1964, y h , variable stock, es el porcentaje de la población con estudios de 1^o, 2^o y 3^{er} grado, (en logaritmos) por CCAA en 1981) y las migraciones medias del periodo 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.

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, obtenible 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 suprarregionales (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 desempeñan 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. Solo el ahorro en capital físico y las migraciones parecen importar, y su inclusión aumenta apreciablemente el 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

⁽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 de S_k , ello no ha sido posible. Sin embargo, creemos que este problema puede no ser muy importante, por dos razones. Primero, porque, de acuerdo con la interpretación del modelo de Solow, la tasa de ahorro es constante. Segundo, porque el fechado a principio o al final del período no parece haber afectado a los resultados de convergencia en otros países (Cohen (1992)).

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 subperiodos (1964-77 y 1977-86), muestra que la intensidad de los flujos migratorios que se dio 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. Por ello, puede afirmarse que la movilidad del factor trabajo desempeña un papel importante en el proceso de convergencia interprovincial durante la primera mitad de la muestra, sin que lo haga en la segunda.

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

⁽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 $\beta=0,0354$.

Por último, en lo que se refiere al grado de movilidad de los factores, es conveniente señalar que los resultados de convergencia, 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 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 con el 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 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 la obra pública, 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 endogenidad. No obstante, una posible explicación de la ausencia de efectos del capital humano vendría probablemente apoyada por la dificultad de encontrar un nivel diferenciado 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 la obra pública podría indicar una cierta asignación errática de la inversión pública en el pasado o una menor dispersión en las dotaciones de capital público en el transcurso del tiempo⁽¹²⁾. El otro aspecto que merece la pena destacar es la significatividad de las variables ficticias

⁽¹²⁾ Esta parece ser la conclusión de Más *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.

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, i.e., know-how) entre los tres grandes bloques de regiones descritos previamente (véase Andrés y Boscá (1993)), lo que invita a analizar la posible existencia de los denominados clubes de convergencia, aspecto al que se dedica la siguiente subsección.

3.3. Convergencia por subgrupos de provincias

Algunos autores (véanse, 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 si. 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.

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 tentativo para tratar de 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 en torno 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 β disminuye cuanto menor es la renta inicial. Ello parece sugerir la existencia de un componente no lineal en la relación entre crecimiento y renta inicial. Con el fin de examinar dicha hipótesis, se estima la siguiente ecuación para el período 1955-1989:

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

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

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

La existencia de una relación no lineal (plasmada en la significatividad de la renta inicial al cuadrado) tiene importantes implicaciones para el proceso de convergencia. Así, siendo b el coeficiente de la renta inicial (en logaritmos) y c el del cuadrado de la renta inicial (en logaritmos), no se producirá convergencia en las provincias cuya renta inicial sea tal que $\log y_{it-T} > -b/2c$. Una vez comparado dicho umbral de no convergencia con las rentas iniciales de las 50 provincias, se encuentra que, en el primer caso, solo 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 por la tasa de ahorro y por esta 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%, solo 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 de convergencia. 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 por 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 lleva a rechazar que el proceso de convergencia de las provincias españolas se caracterice mediante un proceso de convergencia local (y no global), si bien existen claros indicios de diferencias en el estado estacionario.

4. EL MODELO DE SOLOW

Una vez que 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 el de 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) (véanse Solow (1956) y MRW (1991)).

Dado que el modelo ampliado incluye el 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 el output (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

$$A_t = A_0 \exp(gt); \quad L_t = L_0 \exp(nt), (L_0=1)$$

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 output per cápita medido en unidades de eficiencia (\hat{y}^*) y la correspondiente ecuación de transición (convergencia condicional) del output per cápita (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:

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

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

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

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

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

donde la tasa de convergencia (β) viene dada por

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

El modelo simple es aquel donde 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.

Por último, antes de pasar a comentar los resultados empíricos, es importante señalar que, tanto si se emplea (6) como (7) en representación del estado estacionario, la interpretación estructural de (8) implica una restricción contrastable. En efecto: el valor absoluto del coeficiente de $\ln D$ es igual a la suma de los coeficientes de $\ln S_k$ y $\ln S_h$ en (6) e igual al coeficiente de $\ln (S_k)$ 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.

Las estimaciones de (8) en las versiones simple y ampliada del modelo de Solow se ofrecen en los cuadros 5 y 6, respectivamente. Dentro de cada cuadro, existe la división en bloques empleada en los cuadros 3 y 4. El bloque (I) corresponde al supuesto inicial de que el nivel de tecnología (A) es idéntico para todas las provincias y, por tanto, existe una única constante en el modelo. Por su parte, en el bloque (II) se permite que haya heterogeneidad provincial en el acceso a la tecnología,

aproximada por las tres variables ficticias suprarregionales 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 controlar los efectos derivados de los importantes movimientos migratorios que han tenido lugar durante el periodo analizado. Los resultados ofrecidos en el cuadro 5 corresponden al estado estacionario utilizando la variable h como aproximación de \hat{h}^* , ya que, cuando se utilizó la versión (5), los resultados eran sensiblemente peores. Se ha supuesto que $g=0,02$ y $\delta=0,05$ en todas las estimaciones⁽¹³⁾.

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, la hipótesis de que las constantes suprarregionales 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 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 cercano a 0,04. Así, pues, únicamente en este aspecto, no es la evidencia totalmente desfavorable al modelo, si bien ha de tenerse en cuenta que la introducción de m en el mismo es arbitraria.

De acuerdo con la evidencia anterior, podemos concluir que el modelo de Solow, tanto en su versión simple como ampliada, resulta

⁽¹³⁾ Los resultados son sólidos frente 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.

insatisfactorio para explicar el crecimiento de las provincias españolas durante el periodo 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, en el supuesto de que los emigrantes solo transfieren capital humano con su cambio de provincia, la ecuación de acumulación de capital humano se convierte ahora en:

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

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 ($m > 0$), bien como la proporción de capital humano de los emigrantes respecto a los que no emigran, si la provincia es fuente de emigración ($m < 0$). En 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:

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

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:

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

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:

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

Nótese que, si $m^* = \varphi = 0$ (el modelo sin migraciones) o si $\epsilon = 1$ (igualdad de emigrantes y nativos), se obtiene la expresión habitual de la tasa de convergencia en el modelo ampliado de Solow dada por (9). Por otra parte, si $\varphi < \infty$ y $m^* = 0$, el hecho de que $\epsilon < 1$ implicará que la velocidad de convergencia en el modelo con migraciones sea superior a la del modelo de economía cerrada (donde se controla 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) en el cuadro 6, se ofrecen los resultados de la estimación del modelo anterior, denotado por (S_k, S_n, μ) . En la ecuación de migración (10), se ha utilizado la densidad de población (miles de habitantes por km^2) al comienzo del periodo y su cuadrado como variables de control ($f(\Theta)$), obteniéndose una estimación de φ igual a 0,01 (se=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 periodo 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 (s.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 controlar los movimientos migratorios es inferior a cuando se controlan.

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

5. CONVERGENCIA ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS: σ

¿Se ha reducido la dispersión interprovincial de la renta per cápita a lo largo del período 1955-89? ¿Cabe esperar que 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 los productos agrícolas o sobre los precios de la energía) tiende a producir movimientos bruscos en la varianza de las rentas. De acuerdo con (4), aquellos desaparecerán gradualmente en el tiempo, si la varianza de las perturbaciones (σ_u^2) permanece inalterada, a través de disminuciones o aumentos en σ_t .

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

Durante el segundo subperíodo, que comprende los años 1964-1977, la desviación típica del VAB per cápita oscila alrededor de una media de 0,26. La falta de convergencia tipo σ en estos años coincide con el bajo valor de β (0,015 en la convergencia incondicional) o la total ausencia de la misma (0,0007 en la convergencia condicional a efectos fijos regionales y sectoriales) que se detectaba en la Sección 3. Dado el bajo valor de β , la evolución de σ_t es coherente con el aumento sustancial experimentado por σ_u^2 , a consecuencia de los fuertes shocks acontecidos durante el período. Así, existen indicios de que durante esta época actuaron shocks asimétricos que compensaron entre sí su impacto sobre σ_t . En principio, los movimientos migratorios interregionales y la inversión dirigida a los Polos de Desarrollo (Andalucía, Galicia, dos

Castillas y Aragón) debieron de 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 ochenta 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 de 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 setenta -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. En consecuencia, puede afirmarse que, si la distribución a largo plazo de los shocks no varía, 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 igual a 6 ó 7 años)⁽¹⁶⁾. La ausencia de movilidad indicaría que las probabilidades en la diagonal serían la unidad. De acuerdo con la evidencia presentada en 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.

Como elemento comparativo, las líneas situadas en la parte inferior del gráfico 4 representan la dispersión de la renta personal y la renta familiar disponible por trabajador. Esta última es igual a la renta

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

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 del 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 controlar por diferencias en el estado estacionario y por 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 subperiodos 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 estas 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 ad hoc. De entre las variables condicionantes utilizadas, solo 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 el contrario, ni el capital humano ni el capital público en transportes desempeñan 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 solo hay una provincia situada bajo el umbral de convergencia, y porque esas diferencias entre provincias ricas y pobres se desdibujan cuando se condiciona por 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 endogenidad en las variables condicionantes utilizadas.
- (6) A lo largo del periodo 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 provincias 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 son, grosso modo, 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% de la dispersión del VAB, el grado de compensación llega a alcanzar el 41% en 1989.

APÉNDICE: DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS UTILIZADOS

a) Los datos sobre 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, tomado 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 coeficientes 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, Madrid 1967).

c) Las tasas de migración neta, para el período 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, Fundación BEX). 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 toma de la publicación Tres Estudios para un Sistema de Indicadores Sociales (Fundación FOESSA,

Madrid 1967) y de Filosofía y Sociología de la Educación de F. Guil
(Editorial Magisterio Español, 1969).

CUADRO 1

CONVERGENCIA PROVINCIAL TIPO B INCONDICIONAL

Muestra	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.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
$\hat{\beta}$ restringido 55-89	0,0199 (0,0036)	[126,81]	0,0257 (0,0050)	[128,84]	0,0315 (0,0040)	[147,17]	0,0443 (0,0056)	[150,49]
RV	0,76		3,44		4,29		16,3*	

Nota: 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 RMV es 19,16 y su valor crítico al 5%, correspondiente a una χ^2_{14} , es 23,68).
- (4) Con tres constantes regionales distintas en cada subperíodo y una variable sectorial distinta en cada subperíodo.

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

CUADRO 2

CONVERGENCIA DE CCAA TIPO B INCONDICIONAL

Muestra	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.e [LV]	$\hat{\beta}$	s.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
$\hat{\beta}$ restringido 55-89	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.

CUADRO 3

CONVERGENCIA CONDICIONAL (1955-1989)

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

Notas: Significado de los símbolos.

S_K : Tasa de ahorro (se utiliza una tasa provincial generada para 1987 a partir de datos de CCAA).

S_h : Tasa de ahorro de capital humano (se utiliza el gasto provincial per cápita en educación en 1964).

h: Capital humano (se utiliza el porcentaje de la población con estudios de 1^{er} Grado, 2^o Grado o 3^{er} grado, por CCAA y en 1981).

m: Tasa media de migración neta.

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

CUADRO 4
CLUBES DE CONVERGENCIA
(PROVINCIAS ORDENADAS DE MAYOR A MENOR SEGÚN LA REDTA INICIAL)

	Sin variables regionales			Con variables regionales		
	β	s.e.	LV	β	s.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
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
$S_{K, m}$						
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.

CUADRO 5
CONVERGENCIA CONDICIONAL: EL MODELO DE SOLOW (SIMPLE)
[I] (sin var. fic. regionales)

MODELO	β	α	s.e.	LV	RV
	Sin variables regionales				
S_k	0,0181 (0,0041)	0,402 (0,141)	0,159	22,4	38,2
S_k, m	0,0417 (0,0085)	0,550 (0,040)	0,114	30,6	20,7

[II] (con var. fic. regionales)

MODELO	β	α	s.e.	LV	RV
	Con variables regionales				
S_k	0,0292 (0,0053)	0,186 (0,103)	0,124	36,2	35,4
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 $\alpha_n=0$; 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; s.e. es la desviación típica de los residuos; entre paréntesis aparecen las desviaciones típicas de los parámetros estimados.

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

[I]

	β	α_K	α_B	s.e.	LV	RV
Sin variables ficticias regionales						
S_K, h	0,0242 (0,0061)	0,285 (0,164)	0,457 (0,259)	0,155	28,2	38,5
S_K, h, m	0,0405 (0,0086)	0,563 (0,049)	-0,042 (0,091)	0,115	39,7	23,1

[II]

	β	α_K	α_B	s.e.	LV	RV
Con variables ficticias regionales						
S_K, h	0,0276 (0,0056)	0,207 (0,145)	-0,163 (0,265)	0,124	36,4	35,5
S_K, h, m	0,0374 (0,0075)	0,498 (0,067)	-0,149 (0,123)	0,108	43,7	23,4
(*)	β	$\alpha_K + \alpha_B$	ϵ	s.e.	LV	RV
(S_K, S_h, μ)	0,0385 (0,0078)	0,511 (0,066)	2,103 (0,409)	0,110	41,9	26,2

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

CUADRO 7

MOVILIDAD INTERCUARTIL

	C.I. _{t,T}	C.II. _{t,T}	C.III. _{t,T}	C.IV. _{t,T}
C.I. _t	78.45	21.53	0.02	-
C.II. _t	21.53	55.39	23.08	-
C.III. _t	0.02	23.08	61.52	15.38
C.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 o 7 años.

CÓDIGOS DE PROVINCIAS UTILIZADOS EN LOS GRÁFICOS

Las nomenclaturas utilizadas en los gráficos son las siguientes:

1. ÁLAVA	AL	34. PALENCIA	PA
2. ALCACETE	AB	35. LAS PALMAS	LP
3. ALICANTE	A	36. PONTEVEDRA	PO
4. ALMERÍA	AM	37. SALAMANCA	SL
5. ÁVILA	AV	38. STA.CRUIZ TENERIFE	SC
6. BADAJOZ	EJ	39. SANTANDER	SN
7. BALEARES	EL	40. SEGOVIA	SG
8. BARCELONA	E	41. SEVILLA	SE
9. BURGOS	EU	42. SORIA	SO
10. CÁCERES	CC	43. TARRAGONA	TA
11. CÁDIZ	CD	44. TERUEL	TE
12. CASTELLÓN	CS	45. TOLEDO	TO
13. CIUDAD REAL	CR	46. VALENCIA	V
14. CÓRDOBA	CO	47. VALLADOLID	VA
15. LA CORUÑA	LC	48. VIZCAYA	VZ
16. CUENCA	CU	49. ZAMORA	ZA
17. GERONA	GE	50. ZARAGOZA	Z
18. GRANADA	GR		
19. GUADALAJARA	GJ		
20. GUIPÚZCOA	GU		
21. HUELVA	HU		
22. HUESCA	HS		
23. JAÉN	J		
24. LEÓN	LE		
25. LÉRIDA	LR		
26. LOGROÑO	LO		
27. LUGO	LU		
28. MADRID	M		
29. MÁLAGA	MA		
30. MURCIA	MU		
31. NAVARRA	NA		
32. ORENSE	OR		
33. OVIEDO	OV		

GRAFICO 1: CONVERGENCIA PROVINCIAL 1955-1989

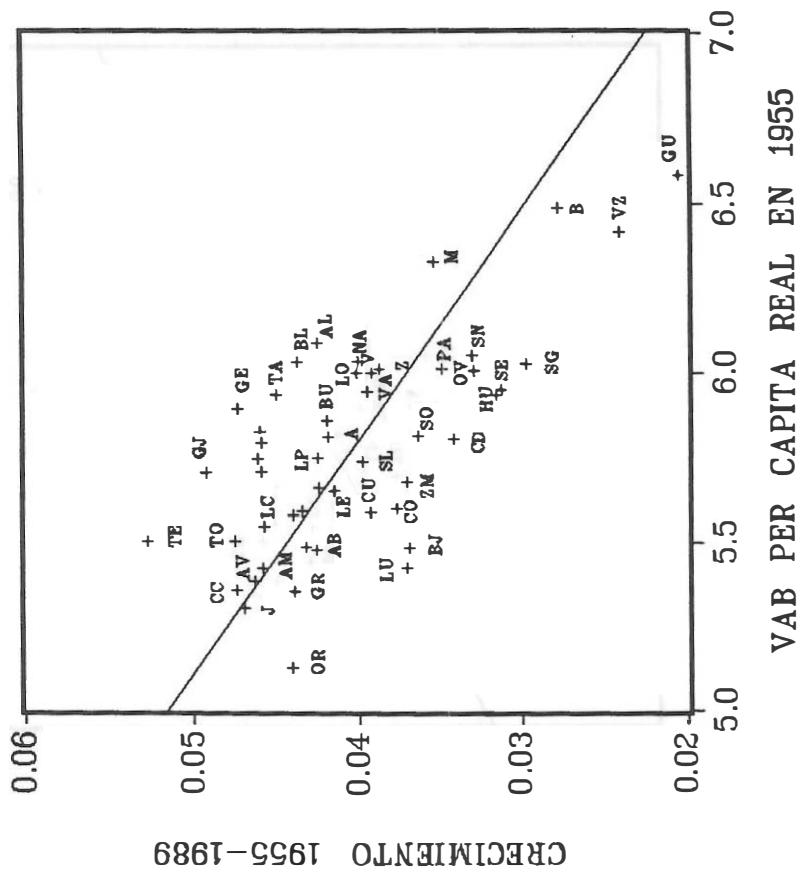


GRAFICO 1A: CONVERGENCIA PROVINCIAL 1955-1964

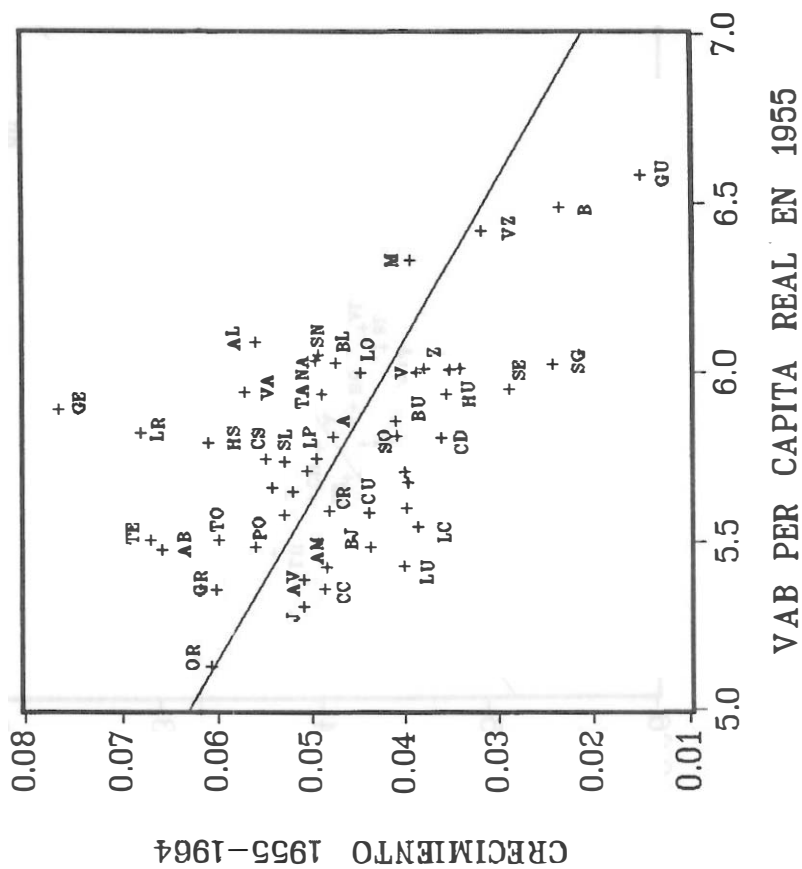


GRAFICO 1B: CONVERGENCIA PROVINCIAL 1964--1977

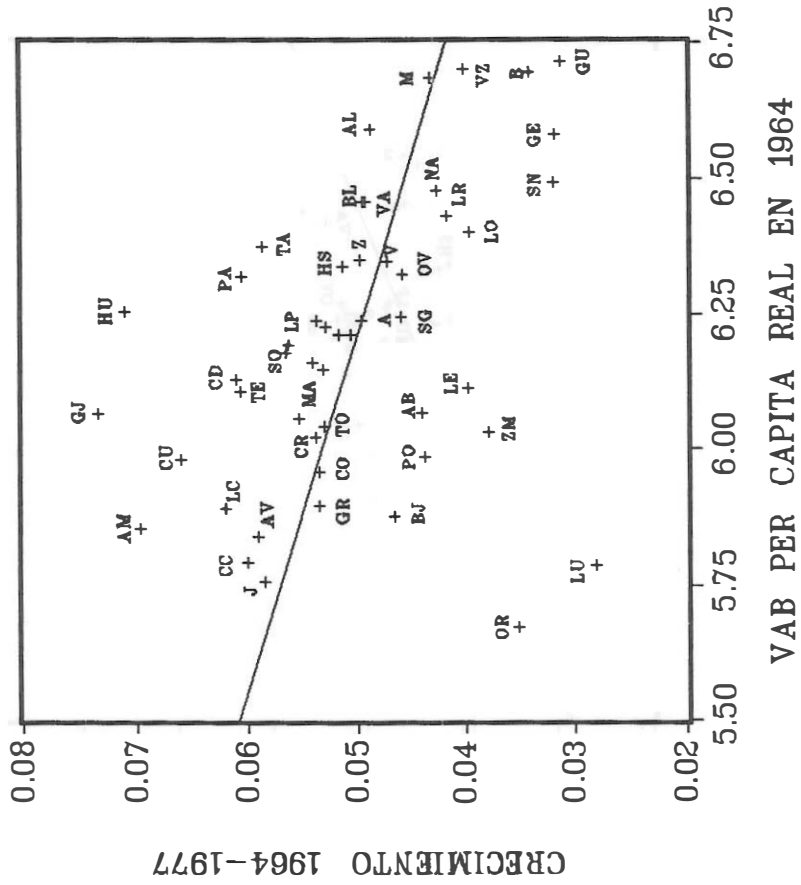


GRAFICO 1C: CONVERGENCIA PROVINCIAL 1977-1989

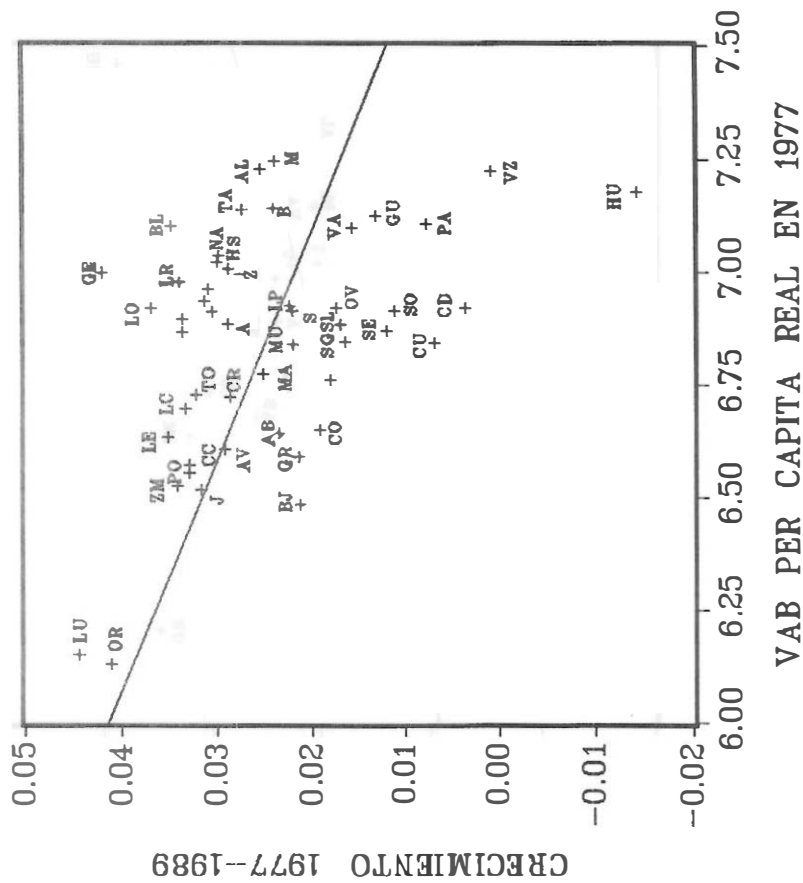


GRAFICO 2: CONVERGENCIA POR CCAA, 1955-1989

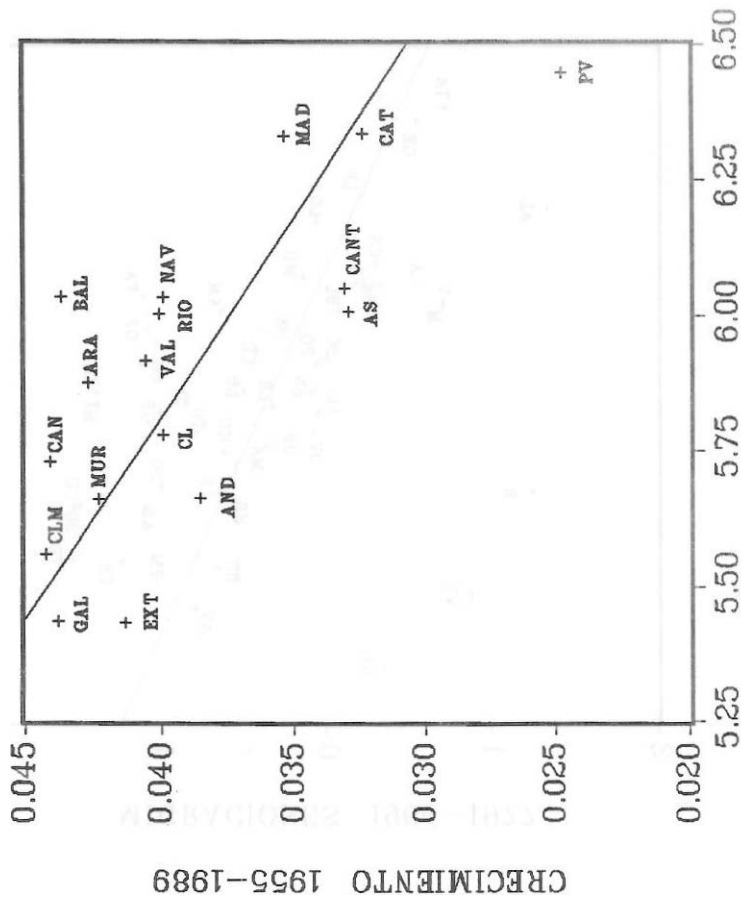


GRAFICO 3: MIGRACIONES 1964-1986

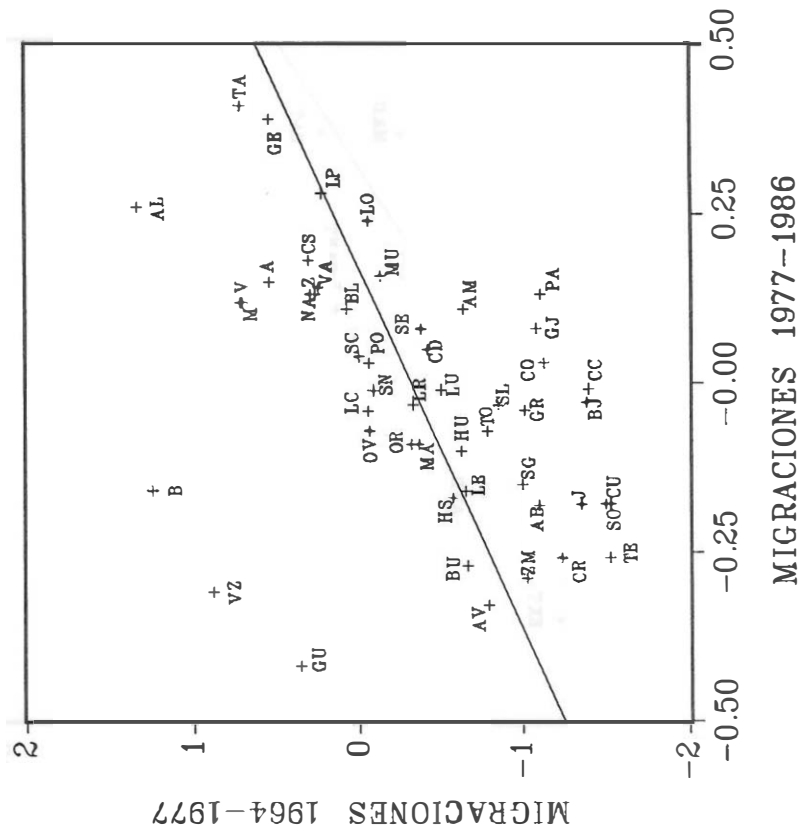
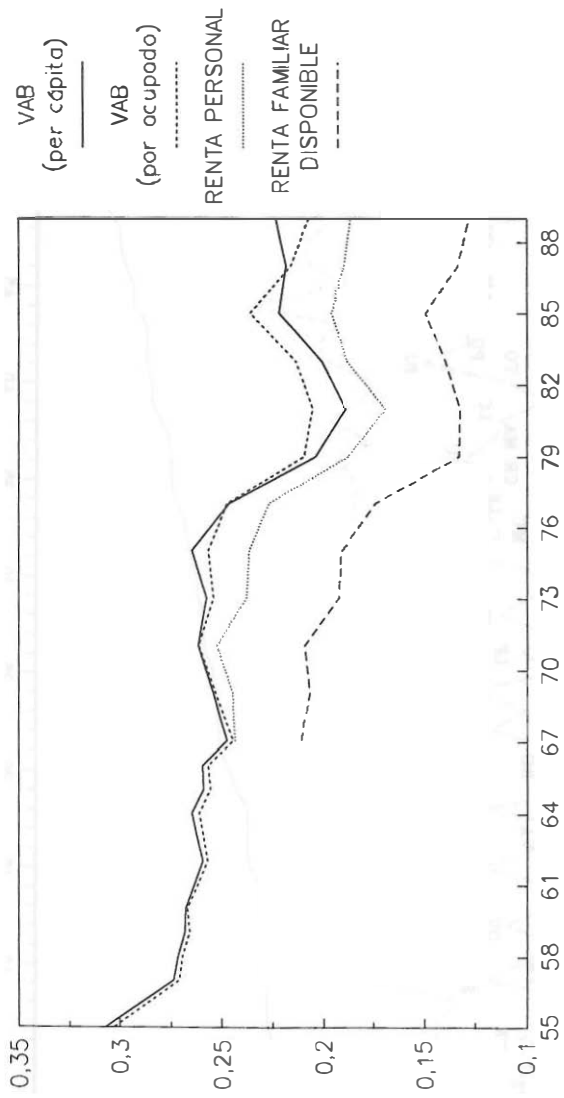
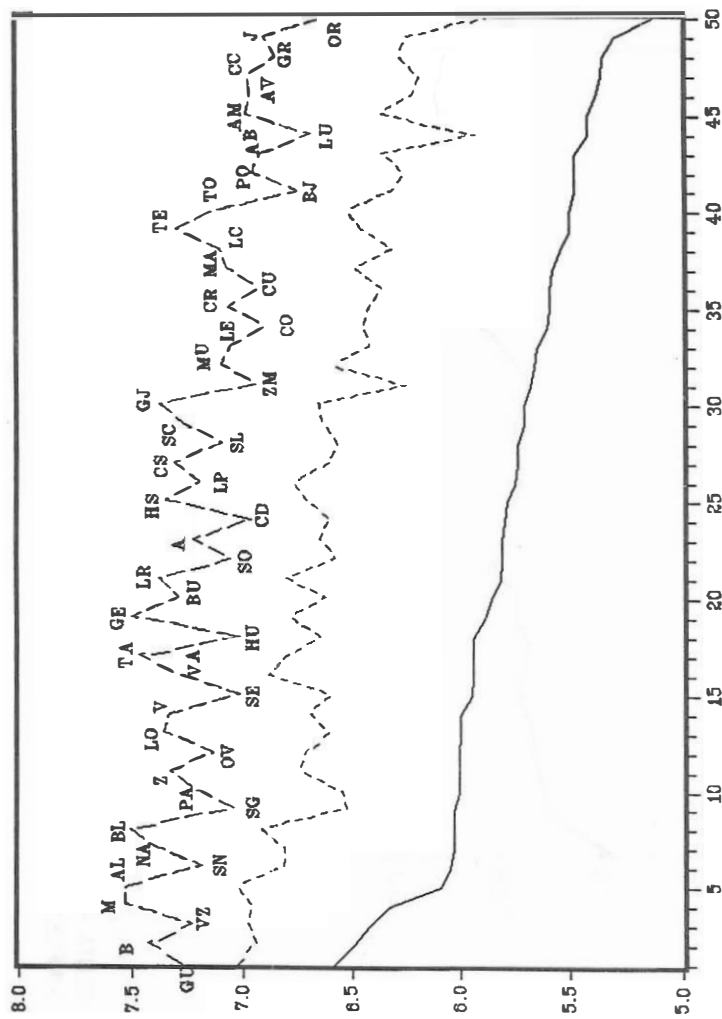


GRAFICO 4: SIGMA-CONVERGENCIA



RENDA PERSONAL=RENDA FAMILIAR DISPONIBLE
+ IMPUESTOS-TRANSFERENCIAS

GRAFICO 5: RANKINGS DE RENTA PROVINCIAL



PROVINCIAS ORDENADAS DE MAYOR A MENOR RENTA EN 1955

— VAB PER CAPITA REAL EN 1955 - - - - - VAB PER CAPITA REAL EN 1971 VAB PER CAPITA REAL EN 1989

BIBLIOGRAFÍA

ANDRÉS, 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.

ANDRÉS, 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. Banco de Bilbao.

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

BANCO DE BILBAO Y VIZCAYA (varios años), Renta Nacional de España y su Distribución Provincial, BBV.

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, mimeo.

BARRO, R.J. y X. SALA-I-MARTIN (1993), Economic Growth. Harvard University (en preparación).

BENTOLILA, S.S. y DOLADO (1992), "Mismatch and Internal migration in Spain, 1962-1986" en Padoa Schioppa F. (1991), Mismatch and Labour Mobility. Cambridge University Press.

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

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

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

DURLAUF, S. y JOHNSON (1992), "Local versus Global Convergence across National Economies" NBER W.P. 3996.

FUNDACIÓN 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.

MÁS, M.J., J. MAUDÓS, F. PÉREZ y E. URIEL (1993), "Disparidades Regionales y Convergencia en las C.C.A.A. 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, pgs. 313-363.

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.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.
- 9306 **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9308 **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?
- 9309 **Juan Dolado, Alessandra Goria and Andrea Ichino:** Immigration and growth in the host country.
- 9310 **Amparo Ricardo Ricardo:** Series históricas de contabilidad nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991.
- 9311 **Fernando Restoy y G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M.ª Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín y Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián y Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.

- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.
- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y Jose M.ª Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1993 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
