

## DINÁMICA DE LAS REGIONES EN ESPAÑA (1955-1995)\*

*PATRICIO PÉREZ*

*Universidad de Cantabria*

El objeto de este trabajo es el estudio de la dinámica distributiva del VAB per cápita de las regiones españolas entre 1955 y 1995. De acuerdo con el modelo neoclásico, las economías convergen entre sí en un proceso de crecimiento caracterizado por una suave aproximación al estado estacionario. Sin embargo, en esta colaboración rechazamos la hipótesis de un modelo común. Las economías regionales siguen modelos diferentes cuando se agrupan de acuerdo con su renta per cápita inicial y su estructura productiva. La metodología aplicada se orienta en dos direcciones: las regresiones cruzadas con datos de panel y el análisis de la distribución a largo plazo, por medio de cadenas homogéneas de Markov. Nuestros resultados confirman que existen diferencias significativas en los estados estacionarios.

*Palabras clave:* crecimiento, persistencia, clubes, distribución ergódica.

*Clasificación JEL:* C21, C23, O18, R11.

**P**ara los modelos neoclásicos, el crecimiento a largo plazo queda determinado por variables como la tasa de ahorro e inversión y el crecimiento de la población, así como el progreso técnico, que tiene una naturaleza exógena. Sin embargo, algunas teorías recientes sugieren que éste bien pudiera ser el resultado de un proceso acumulativo endógeno. Aun a riesgo de simplificar en exceso, una forma de distinguir entre ambos enfoques consiste en preguntarse si las economías más atrasadas se están acercando a las desarrolladas o no. La posibilidad de que tenga lugar *catching up* se conoce como hipótesis de convergencia.

A la luz de recientes estudios –en una línea de investigación que tiene en Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992, 1995) y Sala-i-Martin (1994, 1996) a dos de sus representantes más distinguidos–, las economías ricas y pobres parecen estar convergiendo entre sí, a una tasa estable, uniforme, del 2 por ciento anual. Para otros autores semejante estabilidad resulta llamativa, y aportan pruebas que avalan la posibilidad de clubes de convergencia en muestras nacionales. En particu-

---

(\*) Agradezco a Juan R. Cuadrado, Ángel de la Fuente, Rafael Myro, Juan Rodríguez Poo y José M.<sup>a</sup> Sarabia –así como a dos evaluadores anónimos– sus comentarios y ayuda. Los posibles errores son responsabilidad exclusiva del autor.

Esta investigación forma parte del proyecto de la DGEIC PB97-0351. Una versión preliminar de la misma se presentó en el II Encuentro de Economía Aplicada.

lar, Baumol y Wolf (1988), Quah (1993a,b; 1996a,b,c,d; 1997), Durlauf y Johnson (1993, 1995), y Durlauf y Quah (1998) cuestionan la convergencia en niveles de renta. En cuanto a la uniformidad de la tasa, bien pudiera estar motivada por factores irrelevantes para el análisis económico.

El debate ha calado también en nuestro país, con partidarios de uno y otro lado. En este artículo nos proponemos contribuir, modestamente, al mismo, complementando otros análisis más tradicionales. Si por convergencia se entiende homogeneización económica, una aproximación al problema consiste en estudiar la distribución en el tiempo del VAB per cápita ( $VAB_{pc}$ )<sup>1</sup> a coste de factores. A tal fin, utilizamos la base de datos del Banco Bilbao Vizcaya (BBV). Consta de 20 observaciones para las diecisiete comunidades autónomas (CC.AA.), que cubren el período 1955-95<sup>2</sup>.

El trabajo se estructura así. La sección 1 muestra cómo la distribución del  $VAB_{pc}$  es compatible con un modelo caracterizado por un lento acercamiento en los niveles y en las tasas de crecimiento de las comunidades autónomas. Ahora bien, la aproximación estándar reduce las características dinámicas a una regresión *cross-section* de la muestra. En consecuencia, en la sección 2 se utilizan distintos procedimientos para identificar submuestras, que se ajustan a un modelo lineal común; es decir, grupos de regiones que convergen a estados estacionarios distintos, casi siempre más altos en las comunidades inicialmente más ricas. En la sección 3 se plantea el crecimiento de modo alternativo, esto es como una cadena de Markov homogénea en el tiempo, para mostrar cómo la dinámica intradistributiva parece ser compatible con un modelo que no predice acercamiento en los niveles de renta. Por último, la sección 4 resume las principales conclusiones.

## 1. CRECIMIENTO Y CONVERGENCIA

A fin de separar los efectos que sobre la muestra tienen los factores agregados de los específicamente regionales, y dejar aquéllos fuera<sup>3</sup>, se normalizan los valores de cada región y año ( $\chi_i^t$ ) en términos del promedio nacional ( $\chi^t$ ), a través de  $y_i^t = \frac{\chi_i^t}{\chi^t}$ , donde  $i=1, \dots, 17$  comunidades;  $t=1955, \dots, 1995$  cortes transversales. En principio, se observa una muy modesta correlación positiva entre tendencia y dispersión ( $\rho=0,323$ ). Tal vez existan otras variables relevantes no incluidas; en cuyo caso, el "candidato natural" a tener en cuenta es el nivel de renta en el año base,  $y_i^0$ . Al controlar por el  $VAB_{pc}$  de 1955, aparecen tres tipos de regiones (cuadro 1), cuya evolución podría ser reflejo de la específica forma de afrontar los procesos de cambio y reestructuración.

---

(1) Aparece desagregada en cuatro ramas de actividad: agricultura, industria, construcción y servicios. Actualizando a precios de 1990 los valores corrientes sectoriales, mediante los correspondientes deflatores nacionales, reflejan la evolución de las regiones españolas en la segunda mitad del novecientos.

(2) Recientemente, cuando esta contribución estaba ya elaborada, se ha extendido a 1997.

(3) Marcet (1994) págs. 254-255 y Quah (1996d), entre otros, así lo hacen.

Cuadro 1: PAUTAS DE CRECIMIENTO, POR RANGOS DE  $VAB_{pc}$ 

CC.AA.	Rango	$\rho$	Observ.	Signif. 2 colas
Ricas <sup>a</sup>	$y_i^0 > 1,1$	0,845	5	0,071
Intermedias <sup>b</sup>	$0,85 < y_i^0 \leq 1,1$	-0,884	6	0,035
Rezagadas <sup>c</sup>	$y_i^0 \leq 0,85$	-0,173	7	0,742

<sup>a</sup> Madrid, País Vasco, Cataluña, Cantabria y Baleares; <sup>b</sup> Navarra, La Rioja, Aragón, Comunidad Valenciana y Asturias (además de España); <sup>c</sup> Canarias, Castilla y León, Murcia, Galicia, Castilla-La Mancha, Andalucía y Extremadura.

i) las relativamente ricas muestran una estrecha asociación positiva (significativa al 90 por ciento de confianza) entre crecimiento y variabilidad. Cabría asimilarlas a regiones capitales e industrializadas en declive<sup>4</sup>. Ambas categorías comparten su temprana industrialización y un elevado stock de capital de todo tipo; les diferencia el peso que en las segundas tienen las industrias maduras;

ii) las regiones intermedias, en cambio, presentan fuerte correlación negativa (significativa al 95 por ciento<sup>5</sup>). Articulan dos de los ejes de mayor crecimiento de la economía española: el Valle del Ebro y parte del Arco Mediterráneo. La descentralización del proceso productivo, la mejora de las infraestructuras y la proximidad a los ejes de crecimiento europeos, hacen de ellas una de las áreas más atractivas;

iii) por último, las comunidades autónomas más rezagadas carecen de asociación estadística significativa. Su evolución económica puede considerarse bastante errática. En 1955 tenían una estructura productiva caracterizada por la presencia agraria y después no han conseguido especializarse en sectores dinámicos.

Es evidente que los resultados han de tomarse con precaución, pues la muestra es pequeña. Pero parecen apuntar hacia dos conclusiones, dentro del marco de la inferencia estadística: primera, una apreciable heterogeneidad en las pautas regionales, y segunda, las limitaciones de ciertas regiones para escapar del lugar impuesto por su situación de partida.

Una manera alternativa de analizar la persistencia<sup>6</sup> consiste en observar la posición relativa del  $VAB_{pc}$  al principio y al final del período analizado. El gráfico 1 permite identificar qué comunidades autónomas han hecho una andadura favorable, transitando a grupos con rentas superiores; y cuáles otras han tenido un comportamiento adverso, al haber seguido el camino opuesto. También da opción a

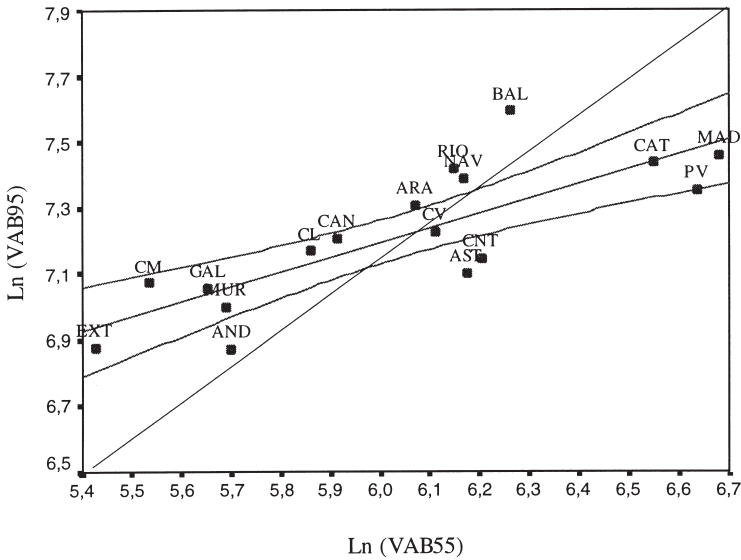
(4) Véase Rodríguez-Pose (1997) y Cuadrado *et al.* (1998) para más detalles sobre la tipología regional. En Mella (coord.) (1998) se hace un estudio pormenorizado de las disparidades regionales en España.

(5) De excluir España,  $\rho = -0,903$ , significativo al 5 por ciento, también.

(6) El concepto de persistencia se opone al de convergencia y alude al mantenimiento de las posiciones relativas entre grupos (de países o regiones) [Andrés y Doménech (1996), pág. 29 y Quah (1997), págs. 36-37].

comprobar el proceso de convergencia/polarización. La diagonal representa cuál hubiera sido el nivel de producción por habitante de 1955 (en el eje X) si todas las regiones hubieran experimentado el crecimiento promedio<sup>7</sup>. Si los puntos muestrales estuvieran concentrados a lo largo de la línea de 45°, las comunidades permanecerían donde empezaron. De manera que habrán ganado (o perdido) tantas más posiciones relativas cuanto mayor sea su distancia vertical a la diagonal. Entre las favorecidas destacan los archipiélagos, además de Extremadura, Castilla-La Mancha, Galicia y Murcia; y entre las (relativamente) perjudicadas, Madrid, Cataluña y la cornisa cantábrica. El resto –Andalucía, Castilla y León, la Comunidad Valenciana y las regiones del Valle del Ebro– se sitúan muy cerca de la bisectriz.

Gráfico 1: PERSISTENCIA DEL VAB<sub>pc</sub> 1955-95



De otra parte, la recta de trazo más grueso representa los valores ajustados en 1995, al estimar la ecuación de regresión con el VAB<sub>pc</sub> de 1955 como regresor<sup>8</sup>. Las otras dos líneas, a ambos lados de la recta, definen el intervalo de confianza al 5 por ciento de significación. La comparación de la recta de regresión con la dia-

(7) La tasa promedio se ha calculado a partir de la media geométrica de los VAB per cápita en 1955 y 1995.

(8) 
$$\text{LnVAB95} = 4,491 + 0,451 * \text{LnVAB55}$$
 (valores *t* entre paréntesis)  
 (8,614) (5,236)  $R^2=0,623$   $F=27,41$

gonal (ambas se cruzan en el  $VAB_{pc}$  medio de 1955 y 1995) informa acerca del proceso de convergencia o divergencia. El hecho de que la pendiente de la recta (0,451) sea significativamente menor que la de la diagonal, es sinónimo de  $\beta$ -convergencia<sup>9</sup>. Pero, al parecer, ésta es muy lenta y no afecta a todas las áreas por igual. Las “anomalías” más llamativas son las del Valle del Ebro y, especialmente, Baleares; además de Andalucía, por razones opuestas<sup>10</sup>.

El promedio nacional es una media ponderada de las medias regionales, la cual asigna elevados pesos específicos a las comunidades más pobladas. Por tal motivo, pudiera ocurrir que algunas de las áreas más prósperas tuvieran poblaciones reducidas (Baleares, La Rioja y Navarra, por ejemplo); y a la inversa, que las más atrasadas y pobladas –Andalucía– encontraran dificultades para escapar de la “trampa de la pobreza”. Es evidente que existe un “efecto dimensión” en la evolución de las rentas relativas y que, en un contexto de crisis, la convergencia hacia los valores promedio de las comunidades más atrasadas depende a menudo, en mayor medida, de la lentificación del crecimiento en determinadas regiones desarrolladas (Cataluña, País Vasco, etc.).

## 2. CLUBES TECNOLÓGICOS

En ocasiones se ha criticado el uso de regresiones *cross-section*, porque arrojan poca luz sobre la dinámica de la distribución, ya que representan la pauta promedio<sup>11</sup>. En esta sección tratamos de identificar regímenes diversos, mediante un test de especificación, que toma el modelo de régimen único como hipótesis nula. El objetivo es contrastar  $H_0$ : las economías regionales convergen globalmente entre 1955 y 1995. Implica que todos los elementos de la muestra se mueven hacia el mismo estado estacionario; o, al menos, que no hay correlación entre dicho estado y las condiciones iniciales<sup>12</sup>. La hipótesis alternativa,  $H_1$ , supone aceptar que existen pautas de crecimiento compatibles con modelos con estados estacionarios múltiples. Como en el modelo de Solow las economías que convergen al mismo estado deben tener igual tecnología –así como tasas de ahorro y de crecimiento de la población parecidas–, algunos autores convienen en denominar a dichos colectivos *clubes tecnológicos*. En particular, cabe esperar una estrecha correlación entre la tecnología utilizada y el grado de desarrollo<sup>13</sup>.

La tecnología no se puede observar, pero sí identificar sobre la base de algunos parámetros, como el producto per cápita y la estructura productiva del año base. Cada región pertenece al club definido por sus condiciones de partida, inde-

(9) En el caso extremo de una distribución degenerada, con los puntos muestrales concentrados en el mismo valor de la función de probabilidad, la recta de regresión sería horizontal [Andrés y Doménech, (1996), 33].

(10) La observación de convergencia o divergencia entre regiones no prejuzga cuáles son los factores determinantes del crecimiento en sus economías [Andrés y Doménech (1996), pág. 16].

(11) Quah (1993b, 40; 1996b, 1365) y Durlauf y Johnson (1995).

(12) Andrés *et al.* (1993a), pág. 8.

(13) *Ibidem*, pág. 22.

pendientemente de cuál sea su estado final<sup>14</sup>. Azariadis y Drazen (1990), Darlauf y Johnson (1992, 1995) y Andrés *et al.* (1993a,b; 1996), entre otros, arguyen que si la tecnología fuera diferente podrían establecerse clubes distintos y estimar el modelo en cada caso. Para nuestro objetivo, utilizamos el propuesto por Marcet (1994):

$$\log y^i_t = a + \rho \log y^i_{t-1} + \gamma X^i_t + \varepsilon^i_t, \quad [1]$$

donde  $i$  y  $t$  tienen el significado ya señalado. En  $X^i_t$  los autores incluyen variables para el capital humano, indicadores sectoriales, etc. También podría introducirse la renta del año base,  $y^i_0$ , pero la estimación se vendría abajo por un problema de multicolinealidad perfecta. Por tal motivo, no se consideran de forma explícita variables  $X$  que alteren el estado estacionario (la condición inicial se introduce, indirectamente, más adelante). Dicha hipótesis es menos restrictiva de lo que pudiera parecer a primera vista, pues “estos efectos son bastante pequeños y, para el caso de las regiones, parecen ser inexistentes”<sup>15</sup>. Al fijar  $\gamma=0$ , se obtiene un modelo AR(1):

$$\log y^i_t = a + \rho \log y^i_{t-1} + \varepsilon^i_t, \quad [2]$$

El cuadro 2 muestra los resultados obtenidos por MCG mediante estimación con datos de panel. Bajo la especificación de efectos aleatorios (EA) –que impone un término constante común y un error aleatorio  $u$  que caracteriza a la  $i$ -ésima observación y es constante a lo largo del tiempo–, la ecuación [2] adopta la expresión:

$$\log y^i_t = a + \rho \log y^i_{t-1} + u^i + \varepsilon^i_t, \quad [3]$$

En la columna (1) se han impuesto parámetros comunes para todas las regiones. El valor de  $\rho=0,957$  que proporciona es altamente significativo ( $t=116$ ). Supone una tasa de convergencia implícita del 4,4 por ciento en observaciones bianuales –equivalente al 2,2 por ciento anual–, que cae dentro del rango de valores obtenidos por la literatura. En cambio,  $a$  no es significativamente distinta de cero ( $t=0,082$ ); ya sea por un error de especificación, ya porque la restricción que impone funciones de producción idénticas no es aceptable. En la medida en que ese parámetro representa la condición inicial de progreso técnico, en sentido amplio<sup>16</sup>, podemos rechazar la hipótesis nula de tecnología común; y, como se verá después, la de igual estado estacionario.

Una vez aceptada la hipótesis alternativa, cabe plantearse si hay pautas comunes a distintas regiones. No faltan razones para analizar submuestras. La literatura económica ha revelado que hay acusadas diferencias en el desarrollo a largo plazo; que son causa de diferencias notables, tanto en los parámetros relevantes

(14) En Villaverde y Pérez (1996) se hace el análisis de los ejes de crecimiento y clubes tecnológicos para el período 1967-91, con una especificación del modelo distinta y el VAB<sub>pc</sub> final como criterio.

(15) [Marcet (1994), pág. 264]. En parecidos términos se expresa Serrano (1998), pág. 13. Este planteamiento debería interpretarse como una hipótesis a favor de los modelos neoclásicos antiguos, en los que el capital humano y el capital tecnológico no juegan papel alguno [De la Fuente (1998)].

(16) Al haber supuesto, más arriba, que no hay grandes diferencias en las tasas regionales de inversión y crecimiento de la población.

como en la velocidad de convergencia. Consideramos dos variables de control. Una primera aproximación consiste en controlar por el  $VAB_{pc}$  de 1955, para lo cual la tipología del cuadro 1 ofrece un punto de partida<sup>17</sup>. Pero se puede mejorar la robustez de los resultados, dando entrada a la *industrial mix*. La convergencia recoge procesos individuales –regionales– que se escapan de la persistencia que imponen las condiciones iniciales.

Cuadro 2: REGRESIÓN DE SUBMUESTRAS BASADAS EN EL  $VAB_{pc}$  INICIAL  
VARIABLE DEPENDIENTE  $\text{LOG}(\gamma_i^t)$ ,  $i=1,2,\dots,17$ ;  $t=1955, 57,\dots,95$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
a	-0,0002 (0,08)	0,055 (2,47)	0,009 (2,64)	-0,005 (2,36)	-0,013 (3,21)
$\rho$	0,957 (115,99)	0,805 (13,02)	0,887 (36,96)	0,930 (94,00)	0,948 (85,33)
$\delta_{\text{implícito}}$	0,0	0,282	0,081	-0,079	-0,258
$\text{Exp}(\delta)$	1,0	1,326	1,085	0,924	0,773
$\bar{R}^2$	0,975	0,761	0,900	0,930	0,969
$\sigma$	0,042	0,049	0,036	0,042	0,039
h-Durbin	-0,436	-0,023	-0,592	-0,175	-1,047
Observaciones	323	57	95	114	57

(1): las 17 CC.AA. (2): Baleares, Cataluña y Madrid. (3): Aragón, Comunidad Valenciana, Navarra, País Vasco y La Rioja. (4): Canarias, Cantabria, Castilla-La Mancha, Castilla y León, Galicia y Murcia. (5): Andalucía, Extremadura y Asturias.

En primer lugar, las comunidades cantábricas responden mal a las tendencias que definen sus grupos de partida. Bien situadas en los cincuenta, la evolución posterior fue insatisfactoria, a causa de la especialización en producciones industriales de carácter tradicional<sup>18</sup>. Al incorporar Cantabria y Asturias al grupo de regiones atrasadas, y el País Vasco al de las intermedias, se gana en homogeneidad. En segundo lugar, resulta útil hacer un subgrupo con Andalucía y Extremadura, pues, a primera vista, se apartan de la pauta que caracteriza a las otras comunidades atrasadas<sup>19</sup>. En total, disponemos de cuatro submuestras: alta (capitales),

(17) Marcet (1994, 265-6) sugiere que uno de los principales determinantes del estado estacionario de una región es su condición inicial. Las marcas de clase son, ahora, en la escala logarítmica: 0,095 y -0,163.

(18) El comportamiento de este sector, afectado por crisis y reconversiones, es el que “más decisivamente ha contribuido al diferencial negativo de crecimiento experimentado por las regiones cantábricas...” [Vázquez y Pérez (1998), pág. 249-250].

(19) Aunque tiene entidad suficiente para convertirse en un eje económico importante, hoy por hoy, el Sur, de ser algo, sería un eje de atraso [Villaverde y Pérez (1996), 71]. [Serrano (1998), 14]

media-alta (intermedias), media-baja (atrasadas) y baja (sur). Ahora bien, la estimación con efectos aleatorios requiere que el número de elementos sea mayor que el de coeficientes. En consecuencia, ensayamos a transvasar (por razones operativas) una región del grupo medio-bajo al bajo, a fin de que disponga de tres elementos, obteniéndose los mejores resultados con Asturias. En este punto estamos formalmente interesados en: a) contrastar la hipótesis de tecnología común dentro de cada submuestra; b) estimar la velocidad de convergencia al estado estacionario; y c) comprobar la robustez de los resultados.

Una vez se relajan las restricciones –permitiendo que varíen los parámetros entre grupos, pero imponiendo que sean iguales dentro de cada uno– afloran las desemejanzas. En las columnas (2) a (5) del cuadro 2 hallamos algunas evidencias en ese sentido. La condición tecnológica inicial  $\underline{a}$  es mayor en las regiones capitales (0,055) que en las más atrasadas (-0,013). El parámetro es significativo en todas las estimaciones a los niveles habituales. Al construir intervalos de confianza para los verdaderos valores al 5 por ciento de significación, se obtienen conjuntos disjuntos<sup>20</sup>. En consecuencia, aceptamos que las regiones atrasadas no disponen de igual tecnología que las capitales e intermedias; e incluso, que en estas dos últimas también es distinta<sup>21</sup>.

Las diferencias se repiten a propósito del parámetro  $\rho$ , significativo en las cuatro submuestras. A partir de los intervalos de confianza para los verdaderos valores y del contraste de Dickey-Fuller, rechazamos la hipótesis nula,  $H_0: \rho=1$ , de raíz unitaria. Para cada región,  $(1-\rho)$  es la velocidad de convergencia al nivel (la media) estacionaria,  $a^i/(1-\rho^i)$ . A tenor de los resultados, dicha tasa es un 73 por ciento más alta en las regiones capitales (9,75 por ciento anual) que en las intermedias (5,65 por ciento), y dos veces y media más rápida que en las atrasadas (3,85 por ciento)<sup>22</sup>. Las estimaciones implican que, en promedio, se requieren 7,1 años para que las regiones capitales recorran la mitad de la distancia al estado estacionario. El tiempo requerido para otras regiones es: algo más de 12,3 años para la submuestra medio-alta; 19,8 años para la medio-baja; y 26,7 años para la baja. El aumento de la dispersión no es sorprendente, pues ahora trabajamos con grupos más homogéneos.

Las estimaciones del estadístico  $a^i/(1-\rho^i)$  pueden considerarse como un test de especificación. Para que el modelo tenga sentido, la esperanza límite debe ser cero, pues no todas las comunidades pueden estar significativamente por encima

---

prueba que “los estados estacionarios de Asturias, Cantabria y Andalucía han caído en términos relativos a lo largo del período [1964-93]”. Más adelante (pág. 17) añade que el nivel de dispersión se mantiene debido al “descenso del País Vasco, Asturias y Cantabria...”.

(20)  $(0,011 < a^A < 0,099)$ ;  $(0,002 < a^{MA} < 0,016)$ ;  $(-0,010 < a^{MB} < -0,001)$ ;  $(-0,021 < a^B < -0,005)$ ; todos, al 95%.

(21) La probabilidad de cometer error Tipo I, al rechazar la hipótesis nula de que  $\underline{a}$  es distinto en las regiones capitales e intermedias, es despreciable:  $\text{Prob}(0,011 < \bar{a} < 0,016) = F(-1,74) - F(-2,01) = 0,018$ . Por tratarse de muestras grandes, utilizamos la aproximación a la distribución normal.

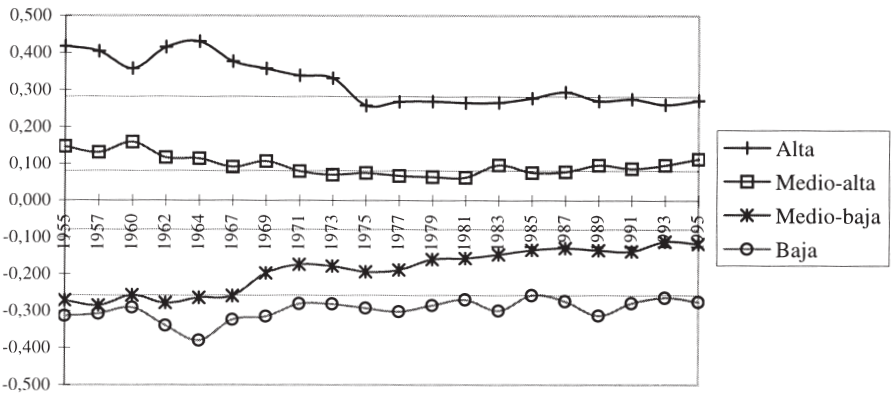
(22) Los intervalos de confianza al 95 por ciento para  $\rho$ , basados en los estimadores no restringidos, serían:  $\rho^A = [0,684; 0,926]$ ;  $\rho^{MA} = [0,840; 0,934]$ ;  $\rho^{MB} = [0,911; 0,949]$ ;  $\rho^B = [0,926; 0,970]$ . De otra parte, los estadísticos F calculados (14,86; 15,95; 14,83 y 6,55) son mayores que el valor de Dickey-Fuller, aunque el último se aproxima al valor crítico. Las distribuciones de muestreo no permiten rechazar la hipótesis nula de que  $\rho$  es igual en las dos categorías superiores o en las dos inferiores; pero sí que toma el mismo valor en la categoría alta y en las dos inferiores, o en la baja y las dos superiores.



(o por debajo) del promedio. En este caso, parece que se satisface dicha condición cuando se trabaja con la muestra completa. Sin embargo, las estimaciones de las submuestras revelan apreciables diferencias en el estado estacionario implícito. Bastante más elevado en las regiones capitales (0,282) que en las más atrasadas (-0,258). Las categorías intermedias se sitúan ocho centésimas a un lado y otro del origen, casi equidistantes de los extremos.

Nada permite suponer que las comunidades más desarrolladas y más atrasadas en 1955 vayan a converger a la media nacional. El test de especificación formal prueba que las capitales convergen a un estado estacionario distinto de las atrasadas, mientras que esta diferencia no es significativa con las regiones intermedias<sup>23</sup>. En el gráfico 2 puede verse cómo hasta 1979 las distribuciones confluyen hacia una pauta de crecimiento implícita, que pudiera ser única. Después, la convergencia se estanca; y, en el último decenio, las sendas se aproximan extraordinariamente a los respectivos estados estacionarios (representados por las rectas de

Gráfico 2: VAB<sub>pc</sub> OBSERVADO Y ESTADO ESTACIONARIO



(23) Contrastamos la hipótesis nula de que todas las submuestras regionales convergen al mismo estado estacionario,  $H_0: \delta = [a/(1-p)] = q$ . En virtud del contraste de Wald para restricciones no lineales,

usamos, 
$$z = \frac{c(\hat{\delta}) - q}{\sqrt{\text{Var}\{c(\hat{\delta})\}}}$$
, donde 
$$\text{Var}\{c(\hat{\delta})\} \approx \left(\frac{\partial c(\delta)}{\partial \delta}\right)^T \text{Var}[\hat{\delta}] \left(\frac{\partial c(\delta)}{\partial \delta}\right).$$

Al contrastar bilateralmente la igualdad del parámetro en las capitales y en las demás submuestras, se obtiene los siguientes valores de z: 0,8438 (intermedias), 0,9649 (atrasadas) y 0,9967 (Sur). Dado que estamos utilizando una aproximación para muestras grandes, trabajamos con la tabla de la distribución normal, en lugar de la  $t$  de Student usual. Obviamente, la hipótesis se rechazaría en los dos últimos casos, no así en el primero [Greene (1999), pág. 312-314].

Las conclusiones no difieren básicamente de las obtenidas por De la Fuente (1998) y Serrano (1998).

trazo fino, paralelas al eje de abscisas). En el límite, el cociente entre  $VAB_{pc}$  relativo de las regiones capitales y las más atrasadas es 1,73; prácticamente igual que en 1995<sup>24</sup>. Las categorías medio-alta y medio-baja, por su parte, proporcionan valores asintóticos un 8 por ciento por encima y por debajo de la media, respectivamente.

El ajuste global de la ecuación de convergencia es, en general, bueno.  $\bar{R}^2$  toma valores superiores a 0,9, salvo en la submuestra de capitales, donde no pasa de 0,75. Ese resultado arroja alguna duda sobre la homogeneidad de las regiones desarrolladas, al tiempo que abre la vía a una distribución alternativa, que considere Baleares como un caso aparte<sup>25</sup>. De otro lado, no puede rechazarse la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación<sup>26</sup>.

Hasta ahora hemos aceptado que los elementos de cada submuestra comparten los mismos fundamentos económicos. A continuación investigamos si también existen diferencias intragrupos. Una vez se da opción a que el término independiente  $\underline{a}$  difiera entre regiones, bajo el enfoque de efectos fijos (EF), se obtienen estimaciones de  $\underline{\rho}$  que apenas difieren de las que proporciona el modelo restringido (EA). En virtud del contraste de Hausman, no puede rechazarse la hipótesis nula de que los efectos individuales están incorrelacionados con la variable endógena retardada,  $y_{i,t-1}$ . El modelo de EA es preferible al de EF<sup>27</sup>. Las restricciones que forzaban la igualdad de los estados estacionarios en el interior de cada grupo no son rechazadas por los datos.

El análisis empírico ofrece base para algunas conclusiones. Primera, encontramos escasa evidencia de convergencia absoluta en las comunidades autónomas. Al contrario, elementos estocásticos comunes en las fluctuaciones económicas a largo plazo de algunas submuestras. Segunda, los resultados prueban que la condición inicial de progreso técnico y la *industrial mix* son dos de los determinantes del estado estacionario.

(24) Sin embargo, en el contexto de este trabajo no se puede afirmar que las regiones españolas estén ya cerca del estado estacionario, por dos razones. Primera, no se ha explicitado un modelo formal que considere las variables estructurales que pueden determinar el estado estacionario. Antes bien, parece que la estimación mediante efectos aleatorios tiende a hacer coincidir los estados estacionarios con las últimas observaciones. Segunda, si bien es cierto que la dinámica territorial de la economía española hasta 1979 ha reducido notablemente el margen para converger entre regiones, no lo es menos que recoge procesos individuales –regionales– que se escapan de la persistencia que imponen las condiciones iniciales de 1955.

(25) Villaverde y Sánchez-Robles (1998) parecen llegar a conclusiones parecidas, en algún sentido. Al trabajar con datos provinciales, encuentran que Baleares, la provincia líder al final del período 1955-95, converge a un estado estacionario y el resto de las provincias a otro.

(26) El contraste Durbin-Watson no es probable que sea válido con variables dependientes retardadas. Como posible alternativa, Durbin ha desarrollado un contraste de multiplicadores de Lagrange. En este caso, los  $\underline{h}$  calculados (cuadro 2) quedan por debajo de los valores  $\underline{z}$  (de la distribución normal estándar), a los niveles de significación habituales.

(27)  $W^A = [(b-\beta)^2]/(\text{Var}[b]-\text{Var}[\beta]) = 0,0102$ ;  $W^{MA} = 0,4688$ ;  $W^{MB} = 0,2670$ ;  $W^B = 0,6697$ . Como quiera que ninguno de los estadísticos supera el valor crítico de  $\chi^2_{1,0,99} = 6,63$ , no se puede rechazar la hipótesis nula al 1 por ciento de significación. Véase, por ejemplo, Greene (1999), pág. 709-774.

### 3. DINÁMICA DISTRIBUTIVA

Algunos autores admiten que la estructura de datos de panel supone un avance sobre la aplicación de regresiones *cross-section* ordinarias. Sin embargo, consideran discutible la idoneidad de estos estudios, porque cuando uno modeliza los efectos individuales como fijos o aleatorios, “simplemente *sweep out* y deja sin explicar las diferencias persistentes entre economías”<sup>28</sup>. En consecuencia, proponen otro enfoque. La base metodológica son las aportaciones seminales de Quah (1996c, 1997)<sup>29</sup>, quien ha desarrollado un modelo capaz de analizar la distribución en el tiempo de una variable aleatoria,  $F_t$ . Aunque el propio Quah (1993a) sugiere, como primer paso, discretizar el dominio de la variable y la función de probabilidad,  $\{\lambda_t\}$ . Sin más que sustituir el “núcleo estocástico” por una matriz de probabilidades de transición,  $P$ , que contiene toda la información sobre la dinámica intradistributiva y la forma externa de la distribución objeto de análisis.

La consideración del núcleo estocástico como un proceso de Markov permite estudiar la dinámica de transición paso a paso y la distribución a la que tiende el sistema a largo plazo; así como calcular la velocidad a la que se alcanza el estado estacionario. Una cuestión crucial es la estimación de  $P$ , para lo cual se requiere especificar, antes, la función de densidad de probabilidad que ha generado los valores de la muestra<sup>30</sup>. Como quiera que el  $VAB_{pc}$  se expresa como proporción de la media nacional, 1 representa una elección natural para el origen. En consecuencia, dividimos el dominio de la variable en cinco categorías<sup>31</sup>, con marcas de clase: 0,76, 0,92, 1,08 y 1,24. Por comodidad, se denominan de nivel *bajo*, *medio-bajo*, *intermedio*, *medio-alto* y *alto*<sup>32</sup>. Una vez definida la parrilla de estados, sus propiedades relevantes aparecen descritas por una cadena de Markov de orden 5x5. Parece evidente que los resultados pueden ser sensibles a la elección, sobre todo en una muestra tan pequeña, pues los intervalos se han definido sin más criterio que dividir el rango de  $y_i^t$  en clases de dimensiones parecidas<sup>33</sup>. Pero Quah (1996b) apunta que, aun así, probablemente, no se ocultan los rasgos más importantes de la dinámica distributiva.

(28) Quah (1996b), pág. 1.367. Véase, también, Durlauf y Quah (1998), pág. 51.

(29) Allí se presentan conceptos como intradistribución, persistencia, polarización y estratificación, entre otros, de gran interés para el estudio de la dinámica del  $VAB_{pc}$  regional.

(30) Quah (1993a, 1993b, 1996b) sugiere dos vías. Véase Magrini (1998) para una discusión sobre el número y rango de los intervalos.

(31) Se da curso, así, a la posibilidad (expresada al final de la sección anterior) de ampliar el número de categorías, a fin de permitir que alguna región pueda escapar por arriba.

(32) Por utilizar las mismas categorías que Gardeazábal (1996), compatibles, además, con los resultados de la sección anterior.

(33) Así, las tres categorías centrales tienen idéntica amplitud (dieciséis centésimas, en la escala normalizada) y el efecto es una aproximación a la distribución uniforme. Dabán y Lamo (1999) usan un procedimiento alternativo: parten de una distribución uniforme, fijando los intervalos, de amplitud variable, *a posteriori*; en consecuencia, las marcas son ligeramente distintas. Es evidente que la consideración de marcas de clase sobre la base de determinadas características iniciales de las regiones (como ya se hizo en la sección anterior) podría ofrecer una distribución más adecuada para el objetivo de este trabajo.

El primer panel del cuadro 3 contiene la matriz  $P_1$  de transición bianual, paso a paso, estimada promediando las transiciones entre observaciones consecutivas, desde 1955-57 hasta 1993-95. La primera columna proporciona (entre paréntesis) el número total de transiciones, cuyo punto de partida es el nivel de producción per cápita normalizado que encabeza la fila<sup>34</sup>. El resto de las columnas contiene un estimador de la matriz de probabilidades de transición, que se supone invariante. Las filas pueden interpretarse como funciones de densidad de probabilidad, que describen el resultado de las transiciones a lo largo de cuarenta años, a partir del VAB<sub>pc</sub> dado en 1955. La entrada  $(j,k)$  es la probabilidad  $p_{jk}$  de que una economía situada en el estado  $j$  en el período  $t$  se desplace hacia el estado  $k$  en el período  $t+s$ ; en total, la muestra consta de 323 observaciones ( $i=17$ ,  $t=1955$ ,  $s=19$ )<sup>35</sup>.

En ese horizonte a corto plazo la característica dominante es la estabilidad. Así, el 93 por ciento de las regiones más atrasadas al comienzo del período de observación permanecían en el mismo estado al final. Los valores más altos de la diagonal principal, que describe la persistencia, se ubican en los extremos del vector de estados; por el contrario, el mínimo absoluto corresponde al elemento  $a_{44}=0,78$ <sup>36</sup>. El resto de las entradas distintas de cero se localizan, exclusivamente, a un lado y otro de la diagonal principal; el desbordamiento de las fronteras no es habitual. Esa dinámica, donde las movi­lidades ascendente y descendente aparentan estar balanceadas, se ve reforzada al comprobar que la distribución ergódica de la última fila, implícita en la función de transición, se aproxima razonablemente bien por una curva normal ( $\mu=1,04$  y  $\sigma=0,19$ ); es unimodal, con la mediana y la moda en el estado intermedio, y un claro sesgo hacia la derecha.

El segundo panel  $P_2$  es igual que el primero, salvo que describe un único paso, desde 1955 hasta 1995. También se observan signos de persistencia, pero son menos precisos que en la transición paso a paso; la entrada más alta ( $a_{11}=0,40$ ) queda lejos de los máximos del primer panel. A largo plazo, la movilidad es básicamente favorable a la convergencia en los niveles altos; en la clase intermedia es más fácil ascender que permanecer en el mismo nivel; y en la baja, por último, la tendencia es más irregular<sup>37</sup>. En el límite, la función de probabilidad define una situación caracterizada por la absorción de las regiones más reza-

(34) La primera columna indica que 71 observaciones caen en la categoría *baja*, 57 en la *medio-baja*, etc.

(35) En la fuente original del BBV, la serie tiene, generalmente, periodicidad bianual; salvo en 1957-60 y 1964-67, que es trienal.

(36) Al dividir el horizonte de observaciones por el corte natural de 1975, se puede apreciar que la mayor fuente de inestabilidad se localiza en el primer subperíodo, con un valor  $a_{44}=0,67$ . Es decir, con el tiempo se va reduciendo la movilidad y, con ella, las posibilidades de convergencia.

(37) Al menos dos de cada tres comunidades de los tipos *bajo*, *medio-bajo* e *intermedio* transitan al inmediato superior: en los dos primeros para aproximarse a la media nacional, y el último alejándose de ella. La entrada  $a_{23}$ , en concreto, describe un estado absorbente. Un estado  $E_i$  de una cadena homogénea es absorbente si  $p_{ii}=1$ . Una vez que se alcanza dicho estado ya no se puede abandonar. A partir de la matriz “fundamental” de una cadena absorbente de Markov, es posible calcular la probabilidad de que una región situada en los estados transitorios sea captada por un estado absorbente.

Cuadro 3: ESTACIONARIEDAD DEL  $VAB_{pc}$  (1955-95)

5 ESTADOS: A, B, C, D, E					
COTA MÁS ALTA DE CADA ESTADO					
	0,76	0,92	1,08	1,24	$\infty$
<i>Matriz de transición paso a paso</i>					
(71)	0,93	0,07	0,00	0,00	0,00
(57)	0,03	0,90	0,07	0,00	0,00
(83)	0,00	0,04	0,88	0,08	0,00
(50)	0,00	0,00	0,14	0,78	0,08
(62)	0,00	0,00	0,00	0,08	0,92
Ergódica	0,09	0,17	0,34	0,20	0,20
<i>Matriz de transición de un solo paso</i>					
(5)	0,40	0,60	0,00	0,00	0,00
(2)	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00
(3)	0,00	0,00	0,33	0,67	0,00
(4)	0,00	0,25	0,25	0,25	0,25
(3)	0,00	0,00	0,00	0,67	0,33
Ergódica	0,00	0,10	0,32	0,42	0,16
<i>Iteración del proceso a corto plazo</i>					
(a)	0,36	0,34	0,21	0,07	0,02
(b)	0,17	0,30	0,32	0,14	0,07
(c)	0,05	0,17	0,40	0,22	0,16
(d)	0,03	0,12	0,36	0,24	0,25
(e)	0,01	0,06	0,28	0,26	0,39

gadas, el adelgazamiento de las medio-rezagadas y las más avanzadas, y la acumulación de tres de cada cuatro CC.AA. en los estados *medio* y *medio-alto* (que no oculta cierta unimodalidad de este último tipo).

Para contrastar la consistencia de la dinámica evolutiva, en el tercer panel  $P_3$  se itera diecinueve veces la función de transición paso a paso, hasta cubrir idéntico lapso de tiempo (cuarenta años) que la de largo plazo. Al confrontar  $P_2$  y  $P_3$  se observa, por las diagonales principales, que muestran parecida persistencia; pero ahí acaban las coincidencias. En el modelo a largo plazo hay trece ceros, casi todos en los extremos de la diagonal secundaria, mientras que en el ajustado a corto plazo todas las entradas son estrictamente positivas.

Cuadro 4: TESTS DE NORMALIDAD

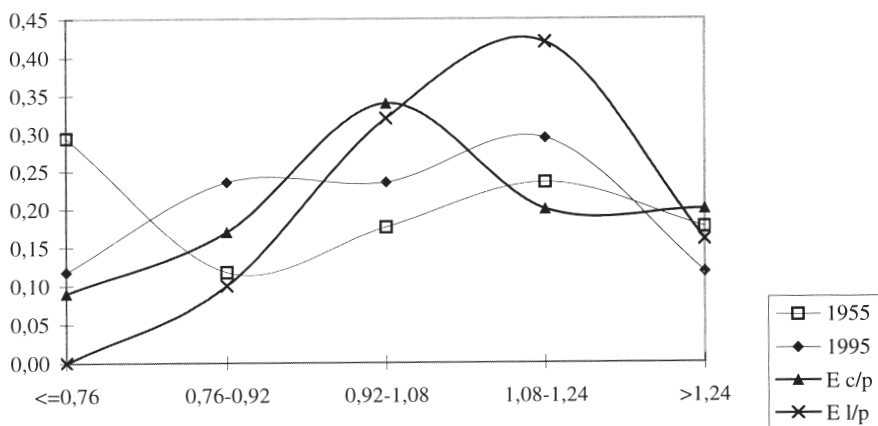
Muestra	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Estadístico	g.l.	Sig.	Estadístico	g.l.	Sig.
1955	0,161	17	0,200*	0,912	17	0,122
1995	0,110	17	0,200*	0,968	17	0,735

<sup>a</sup> Corrección de la significación de Lilliefors.

\* Esta es la banda inferior de la verdadera significación.

La prueba formal de normalidad puede hacerse por medio de los tests de Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk. El cuadro 4 reproduce los estadísticos y sus correspondientes niveles de probabilidad. Parece claro que la normalidad no puede rechazarse en ninguno de ambos contrastes, pero que el nivel de significación es menor en la muestra de 1995 que en la de 1955. Una simple inspección del gráfico 3 sugiere que el cambio puede ser explicado por el comportamiento de las comunidades autónomas situadas inicialmente en los extremos. La masa de las colas que exceden dos desviaciones estándar reduce su importancia relativa entre ambos cor-

Gráfico 3: DISTRIBUCIÓN DEL VAB<sub>pc</sub>



La función de densidad de la muestra proporciona una fotografía de su forma externa. Por tal motivo, al disponer las de distintos cortes (1955, 1995, y los estados estacionarios a corto y a largo plazo), en el gráfico 3, se obtiene una imagen de la dinámica evolutiva. La movilidad interregional corre paralela a la concentración del VAB por habitante en torno a la media muestral. En tal sentido cabría hablar de  $\sigma$ -convergencia<sup>38</sup>. Las dos distribuciones ergódicas son unimodales (y la estacionaria a largo plazo, en concreto, bastante asimétrica). La convergencia a la igualdad entre regiones debería quedar representada por una función de probabilidad  $\{\lambda_{t+s}\}$ , que tiende hacia una masa puntual degenerada cuando  $\underline{s}$  tiende a infinito. En tanto que la estratificación en clubes supondría que  $\{\lambda_{t+s}\}$  converge a una medida discreta, multipuntual, o a una distribución multimodal.

La existencia de la distribución estacionaria puede investigarse, directamente, a través del vector característico de la matriz de transición  $P$ . Es condición necesaria y suficiente que  $\lambda_1=1$  sea el “valor característico”, mientras que los demás valores propios deben tener módulo inferior a la unidad. Cuando el módulo de  $\lambda_2$  es estrictamente menor que 1, la matriz de probabilidades converge a una matriz límite  $P^*$  y la distribución *cross-section* a su estado estacionario. A una velocidad que se evalúa a través del concepto de vida media asintótica de la cadena, que es el tiempo que le lleva cubrir la distancia media hasta la distribución estacionaria<sup>39</sup>. Los segundos autovalores de  $P_1$  y  $P_2$  son 0,911 y 0,400, que suponen vidas medias de 7,407 y 0,758 períodos de tiempo, respectivamente. Esto supone que el sistema necesita cerca de trescientos años para recorrer la mitad del camino al estado estacionario cuando la cadena es  $P_1$ , mientras que  $P_2$  lo alcanzaría en poco más de treinta años<sup>40</sup>. En el bien entendido que no se produzcan cambios estructurales y el sistema siga evolucionando como hasta ahora<sup>41</sup>.

Terminamos el análisis de la dinámica evolutiva con algunas conclusiones:

a) Los datos parecen indicar que en el período estudiado existe en España una convergencia condicionada. Es decir, cada región acorta la brecha en términos de  $VAB_{pc}$  respecto a “su” estado estacionario. Las más atrasadas a mediados de los cincuenta siguen estando (en términos relativos) mayoritariamente rezagadas casi medio siglo después; y al revés, las más desarrolladas, básicamente bien situadas<sup>42</sup>.

(38) Raymond y García (1994) muestran cómo la convergencia, cuando existe, se manifiesta en el paso de las regiones pobres a niveles superiores y el engorde del grupo de regiones medias.

(39) Dicho período,  $hl = -\log(2)/\log(|\lambda_2|)$ , se mueve dentro del rango  $\infty$  (cuando  $|\lambda_2|$  es igual a 1 y la distribución estacionaria no existe) y 0 (cuando es igual a cero y el sistema ha alcanzado ya el equilibrio estacionario).

(40)  $7,41 \times 40 = 296,28$ ;  $0,758 \times 40 = 30,32$ .

(41) En un análisis de corte bayesiano, el vector de estados en 1955 aportaría las probabilidades *a priori*; la distribución ergódica, la *verosimilitud* de la muestra; y la matriz de transición, las probabilidades *a posteriori*.

(42) A idéntica conclusión llega Marcet (1994), al analizar la evolución de las regiones españolas; bien es verdad que referida a los años ochenta y con una base de datos distinta.

b) El margen de convergencia se va agotando<sup>43</sup>. La comparación de los operadores a corto y a largo plazo da idea de lo difícil (por no decir imposible) que se les hace a las regiones atrasadas acceder al estadio de las más desarrolladas, cuando sólo reparamos en las posiciones inicial y final; si, por el contrario, se considerase la evolución ajustada a corto plazo, las probabilidades (siempre pequeñas) aumentarían.

#### 4. CONCLUSIONES

Con este trabajo hemos pretendido complementar otros sobre convergencia regional en España. Al respecto, debieran tomarse algunas precauciones, en relación con los datos y la relevancia de los resultados. En primer lugar, las distribuciones ergódicas tienen propiedades asintóticas. Esta característica concuerda mal con el escenario de una muestra de diecisiete elementos. Además, la discretización *ad hoc* debe considerarse como un tosco estimador no-paramétrico, que resulta útil para observar la dinámica intermedia (entre los estados original y estacionario). En segundo lugar, la convergencia supone un ejercicio de extrapolación, el cual, dada la metodología que se está aplicando, plantea algunas reservas. En particular, por los sustanciales cambios que se han producido en la economía española en los últimos años. Pero este defecto es común a todos los estudios que se ocupan de la convergencia entre regiones<sup>44</sup>.

Nuestras estimaciones son consistentes con la hipótesis de convergencia, tanto “beta” como “sigma”. ¿Desaparece, entonces, la desigualdad territorial? Al contrario, la presencia de convergencia condicionada y las limitaciones de las regiones más atrasadas para superar los promedios muestrales destacan entre los resultados. La principal aportación del texto es, probablemente, el matiz que ofrece respecto a los indicadores estadísticos habituales. La reducción de los indicadores de dispersión del VAB por habitante oculta, a menudo, la persistencia de las regiones dentro de sus grupos iniciales.

Frente a la movilidad regional hacia los promedios nacionales existe una determinada estratificación, que, en cierta medida, viene determinada por la situación de partida. Si bien es importante destacar la presencia de procesos de crecimiento de las regiones españolas que escapan, en mayor o menos medida, del *club* inicial del que formaban parte. La evidencia empírica muestra que las diferencias en la composición del producto –*industrial mix*– tienen consecuencias directas sobre el nivel y la variabilidad de las tasas de crecimiento, debido a la relación causal existente entre ambas.

Encontramos convergencia rápida hacia un nivel en el que las diferencias persisten. Pues, si bien es cierto que pequeñas diferencias en las tasas de crecimiento tienen efectos sobre los indicadores a largo plazo, no lo es menos que las

---

(43) La incapacidad de la economía española para trasladar la convergencia en productividad al VAB per cápita, y el progresivo agotamiento del proceso después de la crisis de los setenta, han sido descritos por De la Fuente (1997, 1998) y García Greciano (1997), por otras vías.

(44) Marcet (1994), pág. 268.



funciones de probabilidad muestran una considerable persistencia. En tal sentido, rechazamos la hipótesis nula de un modelo lineal común. Pueden caracterizarse subgrupos, que parecen converger a estados diferentes, con la particularidad de que la velocidad dentro de cada uno es más rápida que entre ellos. Las estimaciones y los tests formales de  $\chi^2$  permiten concluir que la tecnología accesible a las regiones rezagadas es claramente diferente de la que disponen las avanzadas.

Si la historia cuenta, si la evolución de la economía en los últimos cuarenta años responde a su dinámica intradistributiva, hay margen para una política económica. De un lado, las comunidades no constituyen un conjunto homogéneo. Existen efectos umbral, relacionados con las condiciones iniciales, que actúan como efectos específicos regionales, invariantes en el tiempo, y conducen a diferencias persistentes en el VAB per cápita. De otro, la política monetaria única fomentará, presumiblemente, la especialización regional en el área del euro, ahondando, de paso, la polarización. El Pacto de Estabilidad, suscrito por los once países que la integran, reduce de forma drástica el campo de la política fiscal, en beneficio de una política de reformas estructurales y de cualificación de la mano de obra.



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, Javier, Rafael Doménech y César Molinas (1995): "Growth and Convergence in OECD countries: a closer look" en B. van Ark y N. Crafts (eds.), *Cath up and convergence in post war Europe: quantitative aspects*, Cambridge University Press.
- Andrés, Javier y José E. Boscá (1993b): *Technological Differences and Convergence in the OECD*, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-93005.
- Andrés, Javier y Rafael Doménech (1996): "La convergencia en los modelos de crecimiento económico", *Ekonomiaz* 35, págs. 15-35.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1991): "Convergence Across States and Regions", *Brooking Papers on Economic Activity* 1, págs. 107-182.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100(2), págs. 223-251.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Baumol, W. y E. Wolf (1988): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Reply", *American Economic Review* 78, págs. 1155-1159.
- Cuadrado, Juan R. y Begoña García (1995): "Las diferencias interregionales en España. Evolución y perspectivas", *La economía española en un escenario abierto*, Madrid, Fundación Argentaria y Visor, págs. 151-196.
- Cuadrado, Juan R. (dir.); Mancha, Tomás y Garrido, Rubén (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Madrid, Fundación Argentaria.
- Dabán, Teresa y Ana Lamo (1999): *Convergence and Public Investment Allocation. Spain, 1980-1993*, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-99001.
- De la Fuente, Ángel (1994): "Desigualdad regional en España, 1981-1990: fuentes y evolución", en Joan M<sup>a</sup> Esteban y Xavier Vives (dirs.), *Crecimiento regional en España y en Europa*, Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- De la Fuente, Ángel (1997): *On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions*, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-97006.
- De la Fuente, Ángel (1998): *What Kind of Regional Convergence?*, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo D-98010.

- Doménech, Rafael, Javier Escribá y M<sup>a</sup> José Murgui (1999): “Cambios en precios relativos y crecimiento económico regional”, *Revista de Economía Aplicada*, 19, págs. 5-29.
- Durlauf, Steven y P. Johnson (1992): *Local versus Global Convergence across National Economies*, NBER Working Paper 3996.
- Durlauf, Steven y P. Johnson (1995): “Multiple Regimes and Cross-country Growth Behaviour”, *Journal of Applied Econometrics* 10, págs. 365-384.
- Durlauf, Steven y Danny Quah (1998): “The New Empirics of Economic Growth”, *Center for Economic Performance*, Discussion Paper 384.
- García Greciano, Begoña (1997): *Distribución de renta, crecimiento y convergencia regional en España*. Tesis doctoral. Universidad Complutense.
- Gardeazábal, Javier (1996): “Provincial Income Distribution Dynamics: Spain 1967-1991”, *Investigaciones Económicas XX* (2), págs. 263-269.
- Greene, Willian (1999): *Análisis Económico*, 3.<sup>a</sup> edición, Prentice-Hall, Madrid.
- Holtz-Eakin, Douglas (1993): “Solow and the States: Capital Accumulation, Productivity, and Economic Growth”, *National Tax Journal XLVI*, págs. 425-439.
- Lopez-Bazo, Enrique, Esther Vaya, Antonio Mora y Jordi Suriñach (1997): “Convergencia regional en la Unión Europea ante el nuevo entorno económico”, *Información Comercial Española* 762, págs. 25-41.
- Magrini, Stefano (1999): “The evolution of income disparities among the regions of the European Union”, *Regional Science and Urban Economics* 20, págs. 257-281.
- Marcet, Albert (1994): “Los pobres siguen siendo pobres: convergencia entre regiones y países, un análisis bayesiano de datos de panel”, en Joan M.<sup>a</sup> Esteban y Xavier Vives (dirs.), *Crecimiento regional en España y en Europa*, Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- Mella, José M<sup>a</sup> (coord.) (1998): *Economía y política regional en España ante la Europa del siglo XXI*, Madrid, Akal.
- Myro, Rafael (1994): “Líneas de orientación para una política de desarrollo regional”, *Revista Asturiana de Economía* 1, págs. 27-43.
- Quah, Danny (1993a): “Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth”, *European Economic Review* 37, págs. 426-434.
- Quah, Danny (1993b): “Galton’s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis”, *Scandinavian Journal of Economics* 95(4), págs. 427-443.
- Quah, Danny (1996a): “Convergence Empirics Across Economics with (some) Capital Mobility”, *Journal of Economic Growth* 95, págs. 427-443.
- Quah, Danny (1996b): “Empirics for Economic Growth and Convergence”, *European Economic Review* 40, págs. 1353-1375.
- Quah, Danny (1996c): “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics”, *Economic Journal* 106, págs. 1045-1055.
- Quah, Danny (1996d): “Regional convergence clusters across Europe”, *European Economic Review* 40, págs. 951-958.
- Quah, Danny (1997): “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization and Convergence Clubs”, *Journal of Economic Growth* 2, págs. 27-59.
- Raymond, José Luis y Begoña García (1994): “Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia”, *Papeles de Economía Española* 59, págs. 37-58.
- Rodríguez-Pose, Andrés (1997): “El papel del factor estatal en la percepción de la convergencia regional en la Unión Europea”, *Información Comercial Española* 762, págs. 9-24.

- Sala-i-Martin, Xavier (1994): *Apuntes de crecimiento económico*, Barcelona, A. Bosch.
- Sala-i-Martin, Xavier (1996): "Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence", *European Economic Review* 40, págs. 1325-1352
- Serrano, Lorenzo (1998): *Crecimiento y estados estacionarios regionales: estabilidad y factores determinantes*, WP-EC98-22, IVIE.
- Vázquez, Juan A. y Patricio Pérez (1998): "El declive de la Cornisa Cantábrica", en Mella, José M<sup>a</sup> (coord.), págs. 238-259.
- Villaverde, José y Patricio Pérez (1996): "Los ejes de crecimiento de la economía española", *Papeles de Economía Española* 67, págs. 63-80.
- Villaverde, José y Blanca Sánchez-Robles (1998): "Disparidades regionales y clubes de convergencia en España", *Revista de Estudios Regionales* 52, págs. 177-199.

*Fecha de recepción del original: octubre, 1998*

*Versión final: octubre, 1999*

#### ABSTRACT

According to the neoclassical model, economies converge in a growth process characterised by a smooth path towards a steady-state. However our results confirm that there are significant differences among the steady-states of Spanish regions over the period 1955-95. In this paper, we reject the common linear model hypothesis in favour of a multiple regime alternative, in which different economies obey different models when grouped according to their initial income per head and industrial mix. The methodology focuses on both the cross-sectional panel data regressions and modelling the growth process as a time homogeneous Markov chain.

*Keywords:* economic growth, persistence, clubs, ergodic distributions.

*JEL classification:* C21, C23, O18, R11.