

POLARIZACIÓN, CONVERGENCIA Y MOVILIDAD ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1955-1997)*

José Villaverde
Blanca Sánchez-Robles
Universidad de Cantabria

El presente trabajo analiza el comportamiento de la renta per capita de las provincias españolas en el período 1955-1997, prestando especial atención a fenómenos como la convergencia y la movilidad entre categorías de renta relativa. La técnica empleada, basada en el análisis de las cadenas de Markov, apunta a la existencia de convergencia provincial para el conjunto del período. Asimismo, muestra que el grado de persistencia de las provincias en las distintas categorías de renta es elevado. No obstante, se detecta una cierta movilidad, vinculada a factores como la reasignación de recursos hacia el sector industrial y la proximidad a áreas dinámicas, lo que sugiere, a su vez, la existencia de economías de aglomeración. Finalmente, y en parte como consecuencia de estas externalidades, se registra un cambio en la localización de las provincias más ricas: mientras que al principio del período considerado se extendían por toda la península, al final del mismo se produce una concentración de éstas en el Nordeste de España.

Palabras clave: convergencia provincial, cadenas de Markov, movilidad espacial.

1. INTRODUCCIÓN

Existen, al menos, dos factores que han acentuado el interés reciente de los académicos en el estudio de la convergencia nacional y regional, en particular en lo que concierne a los países de la UE. De una parte, el auge cobrado en las últimas décadas por el estudio del crecimiento –tanto

(*) Los autores agradecen las sugerencias de un evaluador anónimo, y las conversaciones mantenidas con Xavier Sala-i-Martin sobre versiones anteriores de este trabajo.

en su vertiente teórica como empírica— ha colaborado al desarrollo de un notable número de aportaciones. Un contraste habitual de estas contribuciones se refiere, precisamente, a una de sus implicaciones más cruciales: la existencia o no de convergencia entre países, regiones y provincias. Así, la presencia o no de este fenómeno puede usarse como medio de refutación o corroboración de un tipo de modelos (neoclásicos) frente al otro (de crecimiento endógeno).

De otra parte, la convergencia entronca de raíz con una cuestión de hondo trasfondo social y político, cuál es la reducción de las disparidades en los niveles de bienestar entre los habitantes de distintas áreas geográficas y, por tanto, la mejora de las condiciones de vida de las áreas más pobres.

En el seno de la UE la cuestión es, si cabe, aún más candente, ya que un excesivo grado de desigualdad social entre distintas zonas de la Unión no es políticamente deseable ni fácilmente justificable. De hecho, el esfuerzo por reducir las disparidades regionales ha estado presente de forma consistente en los acuerdos y documentos principales de la UE, desde el Tratado de Roma de 1957. Esta preocupación se ha hecho más perentoria conforme las sucesivas ampliaciones de la Comunidad han permitido la incorporación de miembros con niveles de bienestar inferiores a los que se disfrutaban en los países ya encuadrados en la misma.

El debate sobre el impacto de la integración europea en la convergencia es, al mismo tiempo, de gran relevancia y notable complejidad. En efecto, no existen en este momento argumentos contundentes que postulen que un grado de integración superior entre los miembros —y de modo particular la incorporación a la moneda única— vaya a contribuir a la reducción de las diferencias existentes entre las regiones más ricas y más pobres de la UE. El punto de vista de la Comisión Europea (como se argumenta, por ejemplo, en Emerson *et al.*, 1992) sostiene que el proceso integrador acortará las diferencias en niveles de renta puesto que, en último término, la convergencia nominal favorecerá la convergencia real. No obstante, de algunas aportaciones recientes que han ejercido considerable influencia puede inferirse, precisamente, la consecuencia opuesta: la integración europea favorecerá la concentración de niveles mayores de renta per capita en las áreas más dinámicas debido a la existencia de externalidades (Krugman, 1991) que, en último término, conduce a la divergencia o, incluso, a la polarización.

En el caso particular de España existen numerosos trabajos que plantean y analizan con detalle la cuestión de la convergencia entre regiones y provincias. Estos estudios han aclarado algunas cuestiones referentes al tema, pero también es cierto que, hasta el momento, no todas las preguntas han encontrado una respuesta satisfactoria por parte de los investigadores. No parece superfluo, por lo tanto, continuar dedicando esfuerzos a profundizar sobre la cuestión. En este artículo acometemos el análisis de la convergencia para el caso español desde una óptica específica, basada en la aplicación de las cadenas de Markov; este enfoque, a nues-

tro juicio, puede complementar los resultados de otros estudios, como por ejemplo las estimaciones de convergencia en la línea de Barro y Sala i Martín (1992, 1995).

La estructura del trabajo es la siguiente: en el epígrafe 2 se resumen algunas ideas relativas a la convergencia provincial en España, a la vez que se sintetizan algunas aportaciones relevantes sobre la polarización y los clubes de convergencia. El epígrafe 3 proporciona el sustrato teórico sobre el que se apoya el análisis empírico, y el epígrafe 4 realiza algunos comentarios sobre los datos empleados e interpreta los resultados obtenidos. Por último, el epígrafe 5 ofrece algunas conclusiones preliminares.

2. ¿QUÉ SABEMOS Y QUÉ IGNORAMOS SOBRE LA CONVERGENCIA ESPACIAL EN ESPAÑA?

Como se expresó más arriba, existe ya un número destacable de trabajos que analizan la cuestión de la convergencia territorial en España. No nos proponemos aquí llevar a cabo un análisis exhaustivo de todos ellos, sino sólo sintetizar las principales conclusiones que resultan de los mismos, y esbozar las preguntas que, a nuestro juicio, aún siguen aguardando una respuesta, cuando menos tentativa.

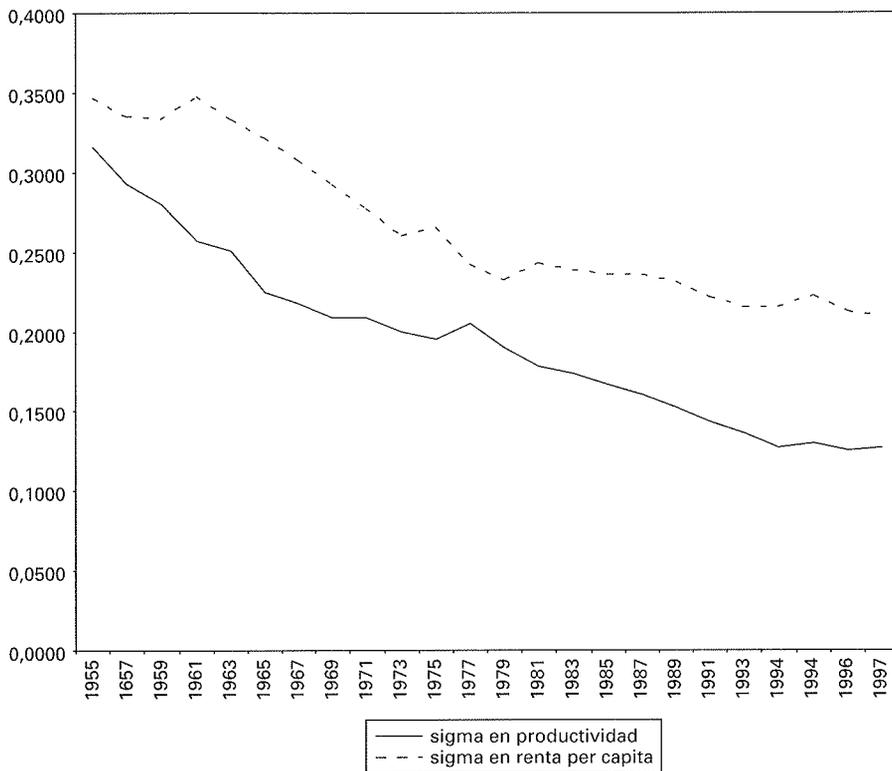
Comencemos mencionando aquellos puntos establecidos con más solidez por la literatura; en síntesis, son los siguientes:

1. Las provincias españolas han experimentado un claro proceso de convergencia beta en las cuatro últimas décadas. Esta convergencia no ha sido absoluta sino condicional a variables como el capital público, la reasignación sectorial, la capacidad tecnológica y la dotación de capital humano, entre otras. El hecho de que la convergencia β sea condicional sugiere que las distintas áreas que componen el territorio español se encaminan a estados estacionarios diferentes, lo que impide asegurar de modo taxativo que las diferencias en niveles de renta vayan a desaparecer automáticamente, por el sólo efecto del mecanismo neoclásico vinculado a los rendimientos decrecientes del capital. Esta conclusión se corroboró para el caso de las regiones españolas en un trabajo previo (Villaverde y Sanchez-Robles, (1999b)).

2. Ha existido, asimismo, convergencia sigma en el período citado, como muestra el gráfico 1, aunque a este respecto es preciso realizar una serie de matizaciones. En concreto, el ritmo de reducción de las disparidades no ha sido uniforme a lo largo del tiempo. El fenómeno se ralentiza en la década de los setenta e incluso se detecta un cierto estancamiento desde mediados de los 80. Además, los resultados no son iguales si se considera la convergencia sigma en términos de renta per capita o de productividad, distinción que no es ni mucho menos trivial en un país (España) aún lejos del pleno empleo. En particular, la convergencia sigma es más elevada en lo que se refiere al producto por tra-

bajador, lo que permite concluir que la diferencia entre ambas variables se debe a la dispersión existente en las tasas de paro entre las provincias españolas¹.

Gráfico 1
CONVERGENCIA SIGMA, 1955-1997



Fuente: elaboración propia.

(1) Esta afirmación puede establecerse mediante una sencilla manipulación algebraica. Denotando el Valor Añadido Bruto por VAB y el número de empleados por L, se cumple que

$$\frac{\text{VAB}}{\text{Población}} = \frac{\text{VAB}}{L} * \frac{L}{\text{Población}}$$

Si suponemos que las variables presentes en la identidad anterior son independientes, entonces el incremento en la desviación típica del primer miembro de la misma, ante una disminución en la desviación típica de la productividad, sólo es posible si aumenta la dispersión en la tasa de empleo. Este resultado se ha confirmado en varios trabajos, como, por ejemplo, Villaverde (1999).

3. La posición relativa de las provincias españolas no ha permanecido inmovible a lo largo del tiempo, sino que ha experimentado, en algunos casos, cambios notables. En este punto nos parece oportuno realizar una digresión un poco más amplia, con objeto de enmarcar el caso español en el ámbito de algunas aportaciones recientes. Como se ha apuntado más arriba, en las dos últimas décadas han proliferado los estudios sobre convergencia. Las técnicas empleadas, generalmente estimaciones de datos de panel o de sección cruzada no han permitido acometer, sin embargo, el estudio de cuestiones como la posible existencia de clubes de convergencia, la movilidad y la polarización, excepto en algunos casos particulares. Quizá uno de los autores que más ha trabajado sobre esta cuestión es Quah, que aborda el tema bajo la óptica metodológica de las cadenas de Markov. Mediante el uso de esta técnica, en su trabajo de 1993 presenta cierta evidencia de polarización en una muestra de 118 países en dos grupos, de naciones ricas y naciones pobres. En cambio, esta polarización no parece presente en los estados que componen EEUU (Quah (1996, 1997)).

Para el caso de las regiones europeas cabe destacar la aportación de López Bazo *et al.* (1999), que detectan cierta tendencia a la polarización en la renta per capita regional, para el período 1980-1992. Magrini (1999) estudia, asimismo, la dinámica regional en Europa en el período 1979-1990, y sugiere la existencia de divergencia. Los resultados de Cuadrado *et al.* (2000), en cambio, apuntan a una convergencia entre las regiones europeas en el período 1977-94, caracterizada por dos rasgos peculiares: en primer lugar, la convergencia ha sido más intensa durante los años 1977-84, mientras que el proceso se ha ralentizado desde mediados del decenio de 1980. En segundo lugar, y salvo algunas excepciones, la convergencia se explica en mayor medida por la falta de dinamismo de las regiones inicialmente más ricas que por el desarrollo de aquéllas que comenzaban desde una situación más desfavorable.

Asimismo, pueden citarse algunos trabajos referentes al caso español. En particular, los resultados de Gardeazábal (1996) apuntan más a la convergencia que a la polarización en el caso de la renta per capita de las provincias españolas en el período 1967-1991. El trabajo de Pérez (2000), referido a las regiones españolas en los años 1955-95, corrobora los resultados de Gardeazábal en cuanto a la ausencia de polarización, tanto en las distribuciones de renta per capita como de productividad. Nuestro trabajo difiere de los anteriores en los siguientes aspectos: en ambos casos, en el período muestral (que acaba en 1997), y en el caso de Pérez, nuestro análisis se centra en las provincias y no en las regiones. Pensamos que tomar esta unidad de análisis proporciona una información más rica ya que las provincias integrantes de una misma región no se han comportado del mismo modo. Finalmente, este artículo realiza un análisis ANOVA que permite poner de relieve los factores subyacentes a la movilidad provincial.

La cuestión de la movilidad y la polarización se ha estudiado asimismo desde ópticas complementarias. A este respecto, el trabajo de Durlauff y Johnson (1992) emplea el análisis de árboles de regresión y sugiere una cierta polarización para una muestra amplia de países. A una conclusión similar llega Canova (1999) mediante el análisis de la densidad

predictiva de los datos. Chatterji (1992) y Chatterji y Dewhurst (1996) emplean una metodología alternativa (la identificación de posibles equilibrios múltiples en un diagrama de fases obtenido mediante una estimación mínimo cuadrática) y detectan varios clubes en las regiones del Reino Unido en el subperíodo 1989-1991. La aplicación de esta técnica al caso español (Villaverde y Sánchez-Robles, (1999a)) no permitió establecer con contundencia la existencia de clubes de convergencia entre las provincias españolas, aunque sí puso de manifiesto una tendencia de divergencia frente al líder en renta (Baleares) en determinados períodos.

Entre las cuestiones que, a nuestro juicio, siguen en espera de una respuesta aceptable por parte de los expertos, algunas de las más significativas son las siguientes:

1. ¿Cabe hablar de una cierta polarización de las provincias en grupos que se diferencian por sus niveles respectivos de renta o, incluso, puede aducirse la existencia de clubes de convergencia entre las provincias españolas, en la terminología de Baumol (1986, 1989)?

2. ¿Es elevado el grado de movilidad de las provincias españolas o, por el contrario, cabe detectar una fuerte tendencia a la persistencia en un determinado nivel de renta per capita o de productividad en el ranking correspondiente?

3. ¿Hasta qué punto influyen las externalidades en el caso español? En otras palabras, la proximidad a provincias dinámicas ¿constituye un incentivo al dinamismo de las zonas limítrofes o no?

Estas son, en resumen, las preguntas que nos planteamos en las páginas siguientes, y sobre las cuales esperamos ofrecer algo de luz.

3. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA DE LAS CADENAS DE MARKOV

Como es bien sabido, una cadena de Markov puede considerarse como un caso especial de una serie temporal, en la que resaltan dos particularidades: las variables se consideran en estados discretos y en tiempo discreto.

Siguiendo a Amemiya (1985), un modelo de Markov posee los siguientes rasgos:

a) Una secuencia de variables aleatorias discretas de carácter binario donde las diferentes unidades se representan por el superíndice i y los estados de la naturaleza por el subíndice j , de manera que toman los valores siguientes:

$y_{ij}(t)=1$ si la unidad i -ésima pertenece al estado j en el momento t , y

$y_{ij}(t)=0$ en caso contrario.

El modelo de Markov será de primer orden si, para cada unidad i , la distribución de cada $y_i(t)$ sólo depende del valor de $y_k(t-1)$.

b) Un conjunto de probabilidades de transición, en donde $p_{jk}^i(t)$ representa la probabilidad de que la unidad i -ésima, situada en el estado j en el momento $(t-1)$, salte al estado k en el momento siguiente.

La ordenación de las probabilidades de transición en forma matricial da lugar a la llamada matriz de transición de Markov, que denotaremos por P . Como es habitual en los modelos de series temporales, la matriz de transición se denomina estacionaria si es independiente del tiempo.

Bajo determinadas condiciones muy generales (cf. Amemiya, 1985), puede establecerse la existencia de una matriz de transición ergódica, que recoge la distribución de probabilidad en el largo plazo.

Formalmente, si denotamos esta matriz ergódica por Π , entonces se verifica que:

$$\Pi = P' \Pi$$

Además, si designamos el espacio de los estados de P por E , y los elementos de π mediante la correspondiente minúscula, tales que

$$\{\pi_j; j \in E\}$$

entonces los elementos de la matriz ergódica π deberán cumplir las condiciones siguientes:

$$\pi_j \geq 0$$

$$\sum_{j \in E} \pi_j = 1$$

es inmediato considerar a los elementos de la matriz ergódica como

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij} = \pi_j$$

lo que puede entenderse de modo más intuitivo afirmando que, a largo plazo, los diversos elementos de la matriz de transición alcanzarán el estado de la naturaleza j con probabilidad π_j .

La interpretación económica de los conceptos anteriores permite que el estudio de la matriz ergódica pueda contemplarse como un indicio a favor de la convergencia o la divergencia de la siguiente manera: si la matriz presenta un único máximo, entonces estará sugiriendo la aglomeración de las unidades en un determinado estado de la naturaleza, mientras que si la distribución es bimodal o multimodal, apuntará a una tendencia a la polarización o incluso a la existencia de equilibrios múltiples. Asimismo, el análisis de cada matriz de transición entre períodos permite comprobar el grado de persistencia y /o movilidad de las unidades entre los distintos estados.

Desde el punto de vista de los modelos de crecimiento, estas ideas, en el fondo, responden a la tesis de Jones (1997), que mantiene que los fac-

tores fundamentales que determinan el estado estacionario de un país o región son relativamente estables en el tiempo.

Las probabilidades de transición obtenidas por el método de máxima verosimilitud pueden calcularse fácilmente del modo siguiente:

$$\hat{p}_{jk} = \frac{S_{jk}}{\sum_k S_{jk}}$$

donde p denota las probabilidades y s el número de unidades que han pasado del estado j al estado k . El paso siguiente será obtener la matriz ergódica mediante la iteración repetida de la matriz integrada por las probabilidades, calculadas tal y como se acaba de describir.

4. MOVILIDAD DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

En este apartado hemos empleado información relativa al VAB per capita en pesetas constantes² de 1986, procedente de la Base de Datos elaborada por la Fundación BBVA. El período objeto de análisis es 1955-1997.

Los motivos por los cuáles hemos escogido trabajar con la unidad geográfica provincia, frente a la alternativa de la región, son, de una parte, que permite ampliar el tamaño de la muestra, lo que nos parecía aconsejable por motivos estadísticos. De otra parte, y como la propia investigación ha confirmado, la evolución de todas las provincias pertenecientes a una región no es, con frecuencia, la misma, de manera que suprimir la información relativa a las provincias mediante el análisis más general de las regiones privaría al estudio de algunos detalles que parecen relevantes.

El paso siguiente consiste en elegir una definición de clases o estados de la naturaleza razonable. A este respecto debemos decir que hemos probado distintos criterios, observando que los resultados no son invariantes a los mismos. Finalmente, hemos optado por una clasificación tradicional en la literatura económica comunitaria, de manera que la primera categoría comprende a aquellas provincias con un nivel de renta inferior al 75% de la media española; la segunda categoría está formada por las provincias con rentas que pertenecen al intervalo 75%-90%, la tercera se refiere al intervalo 90-110%, la cuarta al 110-125% y, por último, la quinta categoría se compone de las provincias con rentas medias iguales o superiores al 125% de la renta nacional. Esta es también la clasificación empleada por Quah (1993) y López Bazo *et. al.* (1999). Lamo (2000) clasifica las provincias en clases de modo que se genere una distribución uniforme para la muestra observada; los puntos de corte de los intervalos

(2) En este tipo de análisis, a diferencia de lo que ocurre en otros trabajos sobre convergencia, no es necesario tomar logaritmos de las series puesto que lo que interesa, como se verá con más claridad más adelante, es la ordenación relativa de las provincias. Esta ordenación es invariante tanto si se toman logaritmos de las series como si no se procede así.

que obtiene son similares a los nuestros. En cambio, cuando se forman categorías con igual número de provincias (10), hemos observado que la matriz ergódica obtenida presenta cinco valores idénticos, lo que no parece verosímil. Asimismo, creemos que la división de la muestra en cinco clases en lugar de cuatro es más informativa. De hecho, como se verá luego, la movilidad entre las clases cuatro y cinco es bastante acusada.

En todo caso, es obvio que la movilidad que se obtiene en este tipo de análisis es tanto mayor cuanto más grande sea el número de estados, pero, en nuestra opinión, la clave estriba en buscar un equilibrio que permita obtener resultados representativos. Desde luego, la cuestión es susceptible de debate y no está ni mucho menos cerrada.

Resulta interesante comenzar el estudio mediante una simple inspección visual de las distribuciones de probabilidad, para años seleccionados, de las provincias clasificadas de la forma antes mencionada. Los gráficos 2 a 4 muestran las densidades correspondientes estimadas de forma no paramétrica, mediante el empleo de un kernel gaussiano con tamaño de banda elegido de modo óptimo en cada caso³. El eje de abscisas representa las categorías, y el eje de ordenadas la distribución de frecuencias correspondiente. Es muy ilustrativo observar la evolución de la distribución de renta a lo largo del período. Así, al comienzo del período, en 1955 (gráfico 2), la distribución difiere de modo considerable de una normal. Algunos cálculos nos han permitido hallar que casi la mitad de las provincias españolas se encontraban por debajo del 75% de la renta media. En 1981 (gráfico 3) puede observarse que la distribución presenta dos máximos locales. Este gráfico podría interpretarse como una polarización incipiente de las provincias alrededor de dos núcleos. Finalmente, en 1997 (gráfico 4) la distribución vuelve a ser unimodal, aunque exhiba una pequeña protuberancia a la derecha de la moda. En términos de porcentajes, en 1979 el 79% de las provincias españolas pertenecían a las tres clases inferiores. En 1997 la cifra es de 73%, lo que apunta a una tendencia a una distribución más homogénea de la renta en 1997 que en 1979.

La aplicación de la metodología propuesta por Quah a la distribución provincial de la renta permite, sin embargo, un análisis más sólido. El procedimiento básico consta de dos pasos principales: en primer lugar se construyen las matrices de transición, que reflejan la permanencia o movilidad de las provincias con relación a los distintos estados; en segundo lugar se obtiene la matriz ergódica mediante sucesivas iteraciones. Los principales resultados, que se recogen en el cuadro 1, permiten los siguientes comentarios:

a) Período 1955-1997

La primera parte del cuadro 1, que especifica los resultados para el período completo, permite destacar varios hechos: en primer lugar, el grado de persistencia de las provincias en la clase de partida es alto,

(3) Para confeccionar los gráficos se ha empleado la rutina *densityb* para Rats, suministrada amablemente por el IVIE.

Gráfico 2
DENSIDAD NO PARAMÉTRICA: R+
(Año 1955 versus normal)

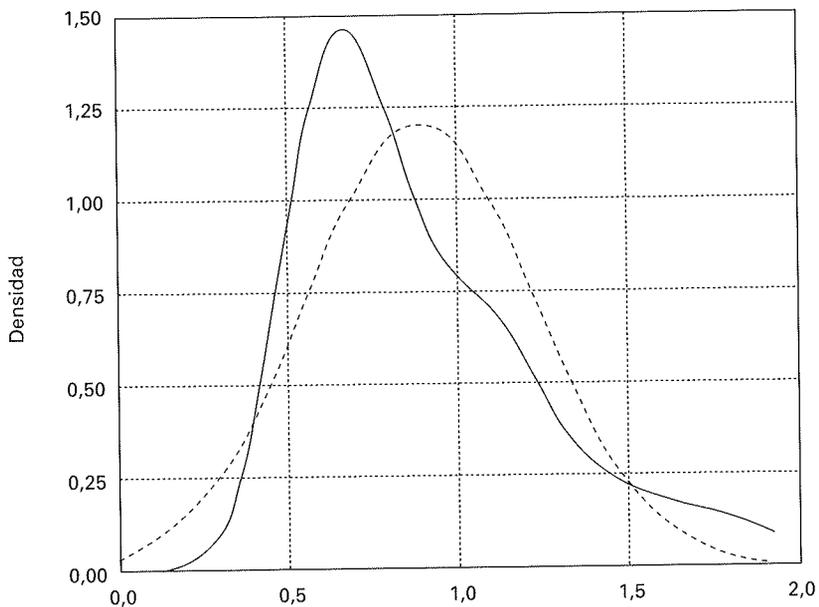


Gráfico 3
DENSIDAD NO PARAMÉTRICA: R+
(Año 1981 versus normal)

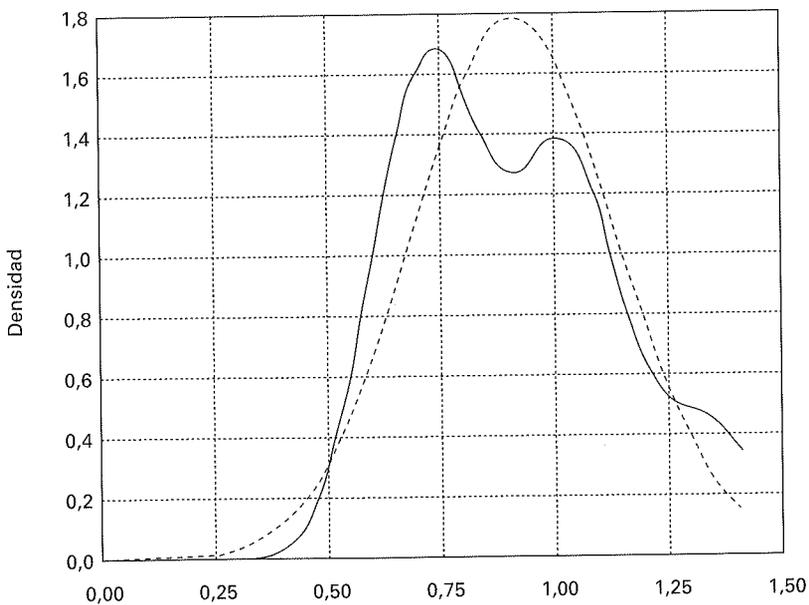
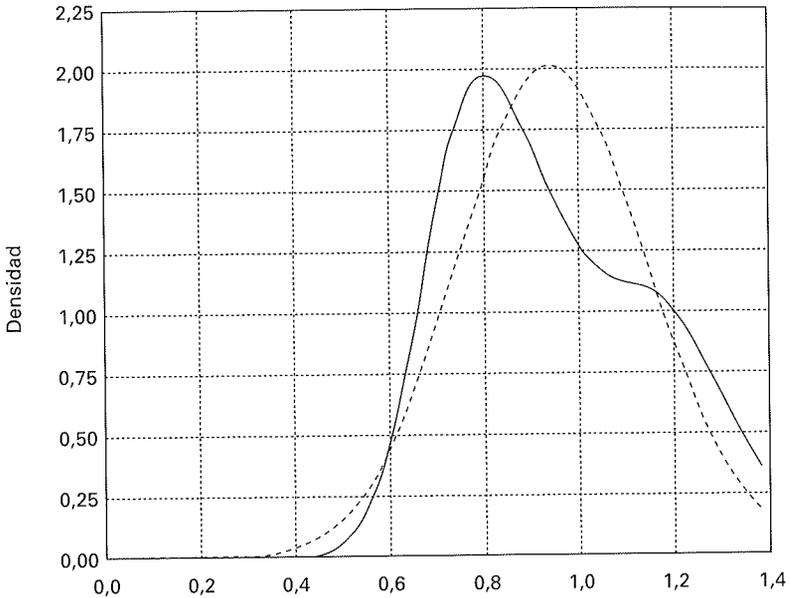


Gráfico 4
DENSIDAD NO PARAMÉTRICA: R+
(Año 1997 versus normal)



como se refleja en los elevados valores de la diagonal principal. En particular, el valor elevado correspondiente a la clase inferior (0.92) podría estar ligado a algo similar a una trampa de pobreza, de manera que aquellas provincias que inicialmente no gozaban de un determinado umbral de desarrollo o capacidad social (Abramovitz, 1986) —en cuanto a un sistema financiero desarrollado, adecuada dotación de infraestructuras y capital humano, etc.— han encontrado dificultades para mejorar sus posiciones en términos relativos. En este punto nos gustaría señalar que la probabilidad de permanecer en el estado 5 es elevada en todos los casos, resultado éste común en la literatura. Por otra parte, ya que las provincias en estados extremos sólo transitan a una clase y no a dos —teóricamente es posible el salto a clases no contiguas, por ejemplo de la primera a la tercera, no obstante la evidencia empírica no recoge este tipo de comportamientos, la propia construcción del cuadro facilita la obtención de este resultado. Los fundamentos teóricos de las situaciones de mayor persistencia en las clases 1 y 5, sin embargo, son a nuestro juicio diferentes. En particular, las trampas de pobreza se producen porque la función de producción presenta un tramo de rendimientos crecientes, de modo que aparecen varios estados estacionarios y la economía queda atrapada en el primero si no lleva a cabo un considerable esfuerzo para pasar al tercero (el segundo es un estado estacionario inestable). En el caso de las regiones más ricas, la alta persistencia puede interpretarse, siguiendo a Sala-i-Martin (2000), mediante un proceso de *learning*: aquella región, provincia o país

Cuadro 1
MATRICES DE TRANSICIÓN

1955-97					
Estados	1	2	3	4	5
1	0,9177	0,0823	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0560	0,8955	0,0485	0,0000	0,0000
3	0,0000	0,0258	0,9188	0,0554	0,0000
4	0,0000	0,0000	0,0977	0,8647	0,0376
5	0,0000	0,0000	0,0000	0,0593	0,9407
ERGÓDICA	0,1283	0,1886	0,3545	0,2010	0,1275
1955-79					
Estados	1	2	3	4	5
1	0,9143	0,0857	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0692	0,8615	0,0692	0,0000	0,0000
3	0,0000	0,0270	0,9189	0,0541	0,0000
4	0,0000	0,0000	0,1250	0,8214	0,0536
5	0,0000	0,0000	0,0000	0,0610	0,9390
ERGÓDICA	0,1243	0,1539	0,3950	0,1710	0,1503
1979-97					
Estados	1	2	3	4	5
1	0,9236	0,0764	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,0435	0,9275	0,0290	0,0000	0,0000
3	0,0000	0,0250	0,9188	0,0563	0,0000
4	0,0000	0,0000	0,0779	0,8961	0,0260
5	0,0000	0,0000	0,0000	0,0566	0,9434
ERGÓDICA	0,1455	0,2557	0,2972	0,2147	0,0986

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

que haya aprendido las políticas más eficientes para alcanzar el desarrollo difícilmente cambiará de políticas en años futuros y bajará de posición.

En segundo lugar, los saltos se producen sólo a la clase contigua, de la misma manera que Quah (1996) detecta para una muestra amplia de países.

Por último, la matriz ergódica se caracteriza por ser unimodal, con un máximo en la clase tercera. En términos económicos, estos resultados sugieren convergencia provincial, en lugar de polarización.

El análisis más detallado de la movilidad entre las provincias apunta a algún tipo de externalidad geográfica, como han puesto de manifiesto los trabajos de López Bazo *et al.* (1998) y Goicolea *et al.* (1998). En efecto, al

principio del período las provincias más pobres estaban dispersas por toda la península. Al final del período, sin embargo, se sitúan en el sur de la misma, al tiempo que se produce una clara concentración de las provincias más ricas en la zona Nordeste del país. Asimismo, se comprueba cómo aquellas provincias inicialmente más pobres, próximas a otra(s) más avanzada(s), mejoran sustancialmente su posición relativa. Es llamativo, a este respecto, el caso de las provincias castellano-manchegas que rodean a Madrid –aun cuando en este caso el fenómeno puede interpretarse también como un efecto de *deslocalización* (Iranzo e Izquierdo, 1999), a tenor del cual algunas empresas prefieren trasladarse a provincias limítrofes donde algunos costes son menores– o algunas de Castilla León que, presumiblemente, se han beneficiado del empuje económico de Valladolid.

El cuadro 2 resume algunos resultados obtenidos de un análisis ANOVA; esta técnica se ha aplicado a los datos del período con objeto de identificar con algo más de precisión algunos de los posibles factores explicativos de los cambios o permanencia de las provincias en las diversas categorías de renta. La muestra se ha dividido en tres grupos, atendiendo al criterio siguiente: provincias que, desde 1955 a 1997, pasan a una clase superior (48% del total), bajan (15%) o se mantienen en la misma (37%). La relación concreta de las provincias que integran cada grupo se detalla en el Anexo.

Cuadro 2
FACTORES EXPLICATIVOS DE LA MOVILIDAD PROVINCIAL, 1955-1997

	valor del Estadístico F	grados de libertad	ascienden 48%	valores medios	
				descienden 15%	Permanecen 37%
Crecimiento de la productividad	12,7766**	2, 49	0,0541	0,0423	0,0463
tasa de ocupación	0,2884	2, 49	0,3636	0,3658	0,3534
Localización (efecto nivel)	3,42238*	2, 49	0,6800	0,6250	0,5789
Localización (efecto nivel) ¹	23,0158**	2, 47	0,5600	0,3333	0,4211
Localización (efecto tasa)	1,7351	2, 49	0,8800	0,6250	0,6842
Localización (efecto tasa) ¹	2,3291	2, 47	0,9200	0,6667	0,6842
Crecimiento VAB servicios como% del total	0,1617	2, 49	0,0464	0,0466	0,0485
Crecimiento VAB industria como% del total	2,1281	2, 49	0,0248	0,0237	0,0213
Crecimiento VAB industria como% del total ¹	4,4781*	2, 47	0,0248	0,0175	0,0213
Crecimiento VAB construc. como% del total	4,9432*	2, 49	0,0286	0,0249	0,0259
Crecimiento VAB agricult. como% del total	7,6018**	2, 49	0,0108	0,0142	0,0129
F crítico (2, 49)	95%	3,19			
	99%	5,08			
F crítico (2, 47)	95%	3,20			
	99%	5,1			

Notas: * significativo al 95%. ** significativo al 99%.

(1) excluyendo Guipúzcoa y Vizcaya.

Fuente: Fundación BBVA y elaboración propia.

En la parte izquierda del cuadro se muestra el valor del estadístico F, calculado para distintos factores explicativos potenciales. En la parte derecha del cuadro se refleja el promedio de cada indicador para cada una de las tres categorías citadas en el período 1955-97.

Las ideas principales que se desprenden del cuadro 2 son las siguientes:

En primer lugar, el crecimiento de la productividad aparece como un factor muy relevante a la hora de explicar un cambio en la posición relativa de las provincias, cosa que no ocurre, en cambio, con la tasa de ocupación.

A continuación hemos realizado una aproximación al análisis de las externalidades por dos vías: en primer lugar, analizando el efecto de contigüidad a las provincias ricas (definiendo como tales las pertenecientes a los intervalos 4 y 5). Para ello se ha empleado una variable dummy. La variable (denominada en el cuadro *localización, efecto nivel*), es significativa al 95%, pero el valor de la F crece extraordinariamente si se extraen de la muestra las provincias de Vizcaya y Guipúzcoa; pensamos que la inestabilidad política que padecen ambas es un aspecto que las convierte en atípicas, de modo que su inclusión en la muestra puede distorsionar los resultados. Más tarde hemos explorado la posible externalidad procedente de situarse junto a una provincia dinámica, entendiendo por tal aquella que, en los años 1955-1997, crece por encima de la media nacional; es lo que designamos en el cuadro 2 como *localización (efecto tasa)*. Esta variable, en cambio, no resulta significativa, aunque el valor de la F aumenta si, nuevamente, se excluyen las provincias vascas antes mencionadas.

Seguidamente hemos analizado el papel de la estructura sectorial. El crecimiento de la contribución relativa provincial procedente de los servicios⁴ no parece relevante. Si lo es, en cambio, el crecimiento de la aportación relativa de la industria (si se excluyen Vizcaya y Guipúzcoa), de la construcción y de la agricultura. En este último caso, el dato debe interpretarse con cuidado. Puesto que es mayor el promedio de las provincias que bajan posiciones en el ranking del correspondiente a aquéllas que mejoran en el mismo, el mensaje es que un menor crecimiento de la contribución relativa del sector primario favorece la escalada de posiciones a categorías superiores⁵.

Estos resultados del análisis ANOVA parecen acordes con los obtenidos en otros estudios. Cuñado y Sánchez-Robles (2000) muestran cómo la productividad más elevada en las regiones españolas en las últimas décadas se ha registrado en el sector industrial, y cómo la reasignación de recursos a este sector ha contribuido, al menos en parte, a la conver-

(4) Calculado como el VAB en servicios partido por el VAB total.

(5) Hemos explorado, asimismo, el efecto del nivel del peso relativo de cada sector en el período citado, pero los resultados no son excesivamente convincentes.

gencia regional en España. También concuerdan con la simple observación histórica de la evolución de la renta provincial. Aquellas provincias que han perdido posiciones relativas en el ranking de renta per capita también lo han hecho en cuanto a su especialización industrial (Asturias o Cantabria), mientras que el fenómeno contrario se observa en provincias como Navarra o La Rioja. La única excepción destacable es la constituida por los dos archipiélagos, Canarias y Baleares que, en buena parte, han basado su desarrollo en el auge creciente de los servicios turísticos.

b) Análisis para otros subperíodos.

La segunda parte del cuadro 1 muestra los resultados para el período 1955-79. Hemos elegido 1979 como año de finalización del primer subperíodo porque alrededor de este año la convergencia sigma parece estancarse (cuadro 1). Este hecho debería tener como resultado, a priori, unas matrices ergódicas que predijeran convergencia más acusada para los años 1955-79 que para el período subsiguiente. Esta intuición ha resultado correcta, como indica el cuadro 1. Muchas de las conclusiones expresadas para el conjunto del período total siguen siendo válidas para los dos subperíodos⁶. Nuevamente la matriz a largo plazo predice convergencia, al igual que en lo relativo al período 79-97 (cuadro 1, tercera parte).

Por último, si se comparan los dos subperíodos en los que existe convergencia, puede observarse cómo ésta parece más intensa en los años 1955-79, a juzgar por el valor más alto de la probabilidad de equilibrio de la tercera clase, y menor en los años 79-97, precisamente aquellos que reflejan un relativo agotamiento de la convergencia sigma.

5. CONCLUSIONES PRELIMINARES

En este trabajo hemos aplicado la metodología de las cadenas de Markov a la dinámica provincial de renta per capita en el período 1955-97, con objeto de analizar la movilidad, convergencia y posible polarización de estas unidades geográficas. El trabajo se ha completado con un análisis ANOVA, con objeto de identificar algunas de las causas de estos fenómenos. Las principales conclusiones obtenidas pueden resumirse del modo siguiente:

1. Existe un destacado nivel de persistencia de las provincias españolas, compatible con un cierto grado de movilidad, pero sólo a la clase inmediatamente contigua.

2. Parece existir convergencia en el período total y en los subperíodos 1955-79 y 79-97, puesto que la matriz de equilibrio a largo plazo es unimodal en los tres casos.

(6) Hemos realizado los cálculos de las matrices de transición para otros subperíodos, pero los resultados son similares y se omiten por razones de espacio.

3. En términos de la distribución geográfica de la renta, se aprecia una concentración de las provincias más ricas en el Nordeste del país, lo que sugiere la existencia de algún tipo de externalidades –vinculadas, por ejemplo, a la difusión de la tecnología– o a algún otro tipo de fenómenos de aglomeración.

4. Por último, la posición provincial y los movimientos en el ranking parecen estar ligados, en buena parte, a la reasignación de recursos hacia el sector industrial y a la contigüidad a otras provincias de nivel de renta elevado. Esta idea es coherente con la tesis de las economías de aglomeración, expresada más arriba, sobre todo si atribuimos éstas a la difusión tecnológica.

Estos resultados tentativos, además de ofrecer caminos sugerentes para futuras investigaciones, corroboran la tesis de que la convergencia provincial española parece haberse agotado, al menos en cierta medida. Además de a otros factores, aquellas provincias que deseen mejorar su posición relativa en términos de renta per capita deberán destinar esfuerzos, a nuestro juicio, a la consolidación de un sector industrial dinámico y tecnológicamente avanzado.

ANEXO

Cuadro A1
MOVILIDAD PROVINCIAL, 1955-1997

Provincias que ascienden de clase	Provincias que descienden de clase	Provincias que se mantienen
Córdoba	Sevilla	Almería
Huelva	Huesca	Cádiz
Jaén	Asturias	Granada
Teruel	Madrid	Málaga
Palmas (las)	Guipúzcoa	Baleares
Sta.Cruz de Tenerife	Vizcaya	Cantabria
Ávila	Alicante	Valladolid
Burgos	Valencia	Albacete
Palencia	<i>total: 8</i>	Barcelona
Segovia		Girona
Soria		Castellón
Zamora		Badajoz
Ciudad real		Navarra
Cuenca		Álava
Guadalajara		Ceuta
Toledo		Melilla
Lleida		Zaragoza
Tarragona		León
Cáceres		Salamanca
A coruña		<i>total: 19</i>
Lugo		
Ourense		
Pontevedra		
Murcia		
Rioja		
<i>total: 25</i>		

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abramovitz, M. (1986): "Catching up. Forging ahead and falling behind", *Journal of Economic History*, vol. 46, pp. 385-406.
- Amemiya, T. (1985): *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Barro, R. y Sala i Martín, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 223-251.
- Barro, R. y Sala i Martín, X. (1995): *Economic growth*, Mc Graw Hill, Nueva York.
- Baumol, W. J. (1986): "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show", *American Economic Review*, vol. 76, n° 5, pp. 1072-1085.
- Baumol, W. J.; Blackman, S.; Batey, A. y Wolff, E., (1989): *Productivity and American leadership: The long view*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Canova, F. (1999): "Testing for convergence clubs in income per-capita: A predictive approach", CEPR, Working paper, n° 2201, Londres.
- Cuadrado, J. R.; Mancha, T. y Garrido, R. (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria, Madrid.
- Cuadrado, J. R.; Mancha, T. y Garrido, R. (2000): "Convergence and regional mobility in the European Union", 40th Congress of the European Regional Science Association, Barcelona .
- Cuñado, J. y Sánchez-Robles, B. (2000): "Sectoral structure and real convergence among Spanish regions", *International Advances in Economic Research*, mayo 2000 (en prensa).
- Chatterji, M. (1992): "Convergence Clubs and Endogenous Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 8, pp. 67-69.
- Chatterji, M. y Dewhurst, J. L. (1996): "Convergence Clubs and Relative Economic Performance in Great Britain : 1977-1991", *Regional Studies*, vol. 30, pp.31-40.
- Durlauf, S. y Johnson, P. (1992): "Local versus global convergence across national economies", NBER, Working Paper, n° 3996, Cambridge, Mass.
- Emerson, M.; Gros, D.; Italianer, A.; Pisani-Ferry, J. y Reichenbach, H. (1992): *One market, one money*, Oxford University Press, Oxford.
- FUNDACIÓN BANCO BILBAO-VIZCAYA (2000): *Renta Nacional de España y su distribución provincial. Síntesis*, Bilbao.
- Gardeazábal, J. (1996): "Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991", *Investigaciones Económicas*, vol. 20, n° 2, pp. 263-269.

- Goicolea, A.; Herce, J. A. y Lucio, J. J. (1998): "Regional integration and growth: The Spanish case", Working paper, n° 98-14, FEDEA, Madrid.
- Iranzo, J. e Izquierdo, G. (1999): "El efecto frontera en la Comunidad de Madrid: ¿desbordamiento industrial o competencia desleal?", *Papeles de Economía Española, Economía de las Comunidades Autónomas*, n° 18.
- Jones, C. (1997): "Convergence revisited", *Journal of Economic Growth*, vol. 2, junio, pp. 131-153.
- Krugman, P. (1991): "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 3, pp. 483-499.
- Lamo, A. (2000): "On convergence empirics: Some evidence for Spanish regions", *Investigaciones Económicas*, vol. 24, n° 3, pp. 681-707.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Mora, J. y Suriñach, J. (1998): "Grow, neighbour, grow, grow, ...neighbour be good", Presentado en el I Encuentro de Economía Aplicada, 4-6 junio, 1998, Barcelona.
- López-Bazo, E.; Vayá, E.; Mora, J. y Suriñach, J. (1999): "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *The Annals of Regional Science*, vol. 33, n° 3, pp. 343-370.
- Magrini, S. (1999) "The Evolution of income disparities among the regions of the European Union", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 29, n° 2, pp. 257-281.
- Pérez, P. (2000): "Dinámica de las regiones en España: 1955-1995", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 8, n° 22, primavera, pp. 155-173.
- Quah, D. (1993): "Empirical cross-section dynamics in economic growth", *European Economic Review*, vol. 37, n°s 2, 3, pp. 426-434.
- Quah, D. (1996): "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, vol. 40, n° 6, pp. 1353-1375.
- Quah, D. (1997): "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, vol. 2, pp. 27-59.
- Sala-i-Martin, X. (2000): "A note on models of poverty traps", mimeo, Columbia University, Nueva York.
- Villaverde, J. (1999): *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide, Madrid.
- Villaverde, J. y Sánchez-Robles, B. (1999a): "Convergence Clubs in Spanish Regions, 1955-95". Actas do V Encontro Nacional da APDR, Coimbra.

Villaverde, J. y Sánchez-Robles, B. (1999b): "Spain in the European Union : a new approach to regional convergence", en Meeusen, W. (ed.), *Economic Policy in the European Union*, Edward Elgar, Cheltenham, 1999, pp. 67-83.

ABSTRACT

This research analyzes the behaviour of the Spanish provinces per capita income during the period 1955-1997, giving special attention to phenomena such as convergence and mobility between relative income categories. The technique that has been used, based on Markov chain analysis, points out the existence of provincial convergence for the whole period. It also shows that the persistence degree of provinces in the different income categories is high. However, we detect a certain mobility linked to factors such as the reassignment of resources towards the industrial sector and the proximity to dynamic areas, which suggests, for its part, the existence of agglomeration economies. Finally, and partly as a consequence of these externalities, a change in the location of the richest provinces is registered. Whereas at the beginning of the period under consideration they extended all over the peninsula, by the end of it they had concentrated in the northeast of Spain.

Key words: provincial convergence, Markov chains, spatial mobility.